

Universidade Federal de Santa Catarina – UFSC
Centro Sócio Econômico
Departamento de Economia e Relações Internacionais

DEYVID WILLIAM LEITE

**A TAXA DE INFLAÇÃO E A UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA: A
CURVA DE PHILLIPS PARA O BRASIL DE 2003 A 2014**

Florianópolis, 2015

DEYVID WILLIAM LEITE

**A TAXA DE INFLAÇÃO E A UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA: A
CURVA DE PHILLIPS PARA O BRASIL DE 2003 A 2014**

Monografia submetida ao curso de Ciências
Econômicas da Universidade Federal de Santa
Catarina, como requisito obrigatório para a
obtenção do grau de Bacharelado.

Orientador (a): Prof. Dr. Roberto Meurer

Florianópolis, 2015

UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA CATARINA
CURSO DE GRADUAÇÃO EM CIÊNCIAS ECONÔMICAS

A Banca Examinadora resolveu atribuir a nota 8,5 ao aluno Deyvid William Leite na disciplina CNM 5420 – Monografia, pela apresentação deste trabalho.

Banca Examinadora:

Prof. Dr. Roberto Meurer

Prof. Dr. Jaylson Jair da Silveira

Prof. Dr. Guilherme Valle Moura

AGRADECIMENTOS

À minha família, por todo amor, apoio e confiança depositados em mim. Minha mãe, por me incentivar a buscar uma boa formação, minha irmã por, apesar da distância, estar sempre presente e meus irmãos menores pelo belo sorriso que sempre me recebiam quando voltava para casa.

Aos amigos que o curso de economia da UFSC me deu e que são parte da minha vida desde 2011, em especial a Leonardo Alonso, Dákini Mesquita, Jéssica Cardoso e Naiane Miguel. Pelo tempo que passamos resolvendo problemas, pelos momentos de descontração, pelas conversas e pela compreensão nestes cinco anos.

À Giane Corrêa por todas as horas de companheirismo, estudos e conquistas. À Keylla Thais por ser uma amiga perceptiva, alegre e muito motivante. À Nicólli Espíndola por suas considerações e sugestões ao longo deste último semestre.

Aos meus amigos de Campinas-SP, Gustavo Henrique, Ellen Oliveira, Leonardo Lagares, Karina Gonçalves, Jacqueline Oliveira, Katy Lillian, Laysa Suellen e outros muitos que ainda vou agradecer pessoalmente.

A todos que conheci e tive o prazer de compartilhar ótimos momentos aqui em Florianópolis, principalmente a, Kariny Roussenq, Juliana Rosa, Nilson Kássio, Aline Scaranto, Denis Queiroz, Washington Yohan, David Cadore, Octávio Henrique, Raphael Bustamante, Hassein Mesquita, Arthus Richart e Douglas Mércules.

Às pessoas que fizeram do meu intercâmbio um período de intenso aprendizado e de ótimas experiências, com particular atenção a, Analia Acuña, Florencia Fontes, Griselda Fontes, Belen Ortiz, Joaquin Alvarez, Agustin Helay, Gustavo Canova e Elisa Villegas.

Ao meu orientador, professor Roberto Meurer, por me auxiliar neste momento tão importante da minha vida. Suas recomendações, perguntas e experiências me permitiram desenvolver e sistematizar conhecimentos adquiridos no decorrer da graduação e a escrever este trabalho.

A todos os professores do departamento de economia da UFSC, em especial aos professores Guilherme Valle Moura, Milton Biage, Eraldo Sergio e Gueibi Peres, por todos os ensinamentos e conselhos dados dentro e fora das salas de aula.

*Tem todo o tempo Ítaca na mente.
Estás predestinado a ali chegar.
Mas, não apresses a viagem nunca.
Melhor muitos anos levars de jornada
E fundeares na ilha velho enfim.
Rico de quanto ganhaste no caminho
Sem esperar riquezas que Ítaca te desse.
Uma bela viagem deu-te Ítaca.
Sem ela não te ponhas a caminho.
Mais do que isso não lhe cumpre dar-te.
Ítaca não te iludiu
Se a achas pobre.
Tu te tornaste sábio, um homem de experiência.
E, agora, sabes o que significam Ítacas.*

(Konstantino Kavafis)

RESUMO

Este estudo tem como objetivo a estimação de uma curva de Phillips brasileira no período 2003-2014 empregando dados relativos à inflação e à utilização da capacidade instalada. A Curva de Phillips foi estimada a partir da metodologia de Mínimos Quadrados Ordinários. A inflação foi especificada como função da expectativa inflacionária, da utilização da capacidade instalada e do repasse cambial. Os resultados demonstraram que, para o período, e com os dados utilizados, a taxa de inflação é influenciada tanto pela primeira diferença da expectativa inflacionária em t quanto pela primeira diferença da expectativa inflacionária em $t-1$, a utilização da capacidade instalada apresentou um relacionamento ambíguo e o repasse cambial não se mostrou significativo na explicação da taxa de inflação da economia brasileira. A conclusão do trabalho foi de que a curva de Phillips, para o período examinado e com a utilização da capacidade como *proxy* da atividade econômica, não explica a dinâmica dos preços no Brasil (SACHSIDA; RIBEIRO; SANTOS; 2009). Chega-se a esse desfecho após a utilização da capacidade instalada não apresentar um comportamento satisfatório quando relacionada à taxa de inflação.

Palavras-Chave: Curva de Phillips, inflação brasileira, utilização da capacidade instalada

ABSTRACT

This study aims to estimate a Brazilian Phillips curve in the period 2003-2014 using data of inflation and the capacity utilization. The Phillips curve was estimated from the Ordinary Least Squares methodology. Inflation has been specified as a function of inflation expectations, the capacity utilization and the exchange rate. The results showed that for the period, and the data used, the inflation rate is influenced by the first difference of the inflation expectation in t as for the first difference of the inflation expectation in $t-1$; the capacity utilization showed an ambiguous relationship and the exchange rate was not significant in explaining the inflation rate of the Brazilian economy. The conclusion was that the Phillips curve, for the analyzed period and capacity utilization as a proxy of economic activity, does not explain price dynamics in Brazil (SACHSIDA; RIBEIRO; SANTOS, 2009). The lack of a satisfactory relationship between the capacity utilization and the rate of inflation led to this conclusion.

Keywords: Phillips curve, Brazilian inflation, capacity utilization.

LISTA DE FIGURAS

Figura 1: Curva de Phillips para o Reino Unido (1861-1957)	15
Figura 2: Variáveis utilizadas – dados mensais (Jan-2003 a Dez-2014).....	37
Figura 3: Séries estacionárias das variáveis utilizadas – dados mensais (Fev-2003 a Dez-2014)	39
Figura 4: Autocorrelograma da primeira diferença da taxa da inflação	40
Figura 5: Correlograma cruzado entre a primeira diferença da inflação e as defasagens da primeira diferença da expectativa inflacionária.....	41
Figura 6: Correlograma cruzado entre a primeira diferença da inflação e as defasagens da utilização da capacidade	42
Figura 7: Correlograma cruzado entre a primeira diferença da inflação e as defasagens da primeira diferença do repasse cambial	43
Figura 8: Primeira diferença da taxa de inflação mensal observada e estimada	49

LISTA DE TABELAS

Tabela 1: Estimação da Curva de Phillips para a Irlanda	18
Tabela 2: Testes de estacionaridade das séries – 2003 a 2014	38
Tabela 3: Matriz de Correlação	39
Tabela 4: Primeira estimação da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)	45
Tabela 5: Segunda estimação da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)	46
Tabela 6: Testes aplicados à segunda estimação da Curva de Phillips para o Brasil	47
Tabela 7: Matriz de correlação entre as variáveis da segunda estimação da Curva de Phillips para o Brasil.....	52

SUMÁRIO

1 INTRODUÇÃO.....	10
2 A TAXA DE INFLAÇÃO E A UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA.....	14
2.1 CURVA DE PHILLIPS INICIAL.....	14
2.2 CURVAS DE PHILLIPS MODIFICADAS.....	15
2.2.1 A relação entre inflação e desemprego.....	17
2.2.2 A relação entre inflação e produto.....	19
2.2.3 A relação entre inflação e utilização da capacidade instalada.....	21
2.3 CURVAS DE PHILLIPS PARA O BRASIL.....	23
2.4 UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA	33
3 DADOS, RESULTADOS E ANÁLISE.....	36
3.1 DADOS	36
3.2 RESULTADOS	44
3.3 ANÁLISE	49
4 CONCLUSÃO.....	54
REFERÊNCIAS	56
APÊNDICE A	59
APÊNDICE B.....	62

1 INTRODUÇÃO

O Brasil é um país que já sofreu com um processo inflacionário crescente por mais de uma década e mesmo o sucesso do Plano Real em estabilizar os preços em 1994 não garantiu o pleno esquecimento da alta inflação da década anterior (VELOSO *ET AL.*, 2013) e, atualmente, uma parcela dos agentes teme uma nova escalada do nível de preço. Dado este contexto, torna-se relevante um estudo mais elaborado da taxa de inflação brasileira, de modo que se possam estabelecer quais são os principais determinantes da variação no nível de preços.

Além do descrito acima, pode-se dizer que a eficácia do controle do nível de preços tem sido recorrente nos debates econômicos, haja vista a importância deste tema para a formulação de política econômica e da estratégia de desenvolvimento para a economia brasileira (SCHWARTZMAN, 2006).

A taxa de inflação, definida como a elevação constante dos preços de bens e serviços de uma economia, tem um papel central na condução da política econômica (MISHKIN, 2004). Esta elevação pode ser proveniente tanto pelo lado da demanda quanto pelo lado da oferta. A demanda de uma economia pode ser determinada por diversos fatores, tais como: gastos do governo, nível de tributos, oferta monetária, nível de renda, incentivos ao consumo, taxa de câmbio entre outros. Já a oferta é ocasionada, em geral, por dois fatores: a produtividade do trabalho e do capital e os custos em geral (salários e juros).

Pressões inflacionárias originárias da demanda são observadas quando o hiato do emprego¹ deixa de ser positivo, a partir deste momento aumentos nos gastos do governo, das famílias ou das empresas se traduzem em inflação (SICSÚ, 2003). Já pressões inflacionárias oriundas da oferta são definidas como reflexo da estrutura de custos das firmas e de seu poder de mercado (MINSKY, 1986).

Ambas as pressões inflacionárias são formas de igualar o nível de oferta com o de demanda, já que em alguns momentos uma destas duas apresenta variações numa magnitude maior que a outra. Considerando está possível diferença entre os dois lados da economia, ofertantes e demandantes passam a apresentar incentivos a mudança (de quantidade ou de preço) e é esta mudança que conduz a economia para o equilíbrio novamente (STIGLITZ;

WALSH, 2006). Em uma economia que apresenta uma redução da oferta enquanto a demanda não se modifica haverá uma pressão para que os preços se elevem, assim como em uma economia que apresenta um aumento na procura enquanto a oferta se mantém estática caracteriza-se por uma pressão pelo lado da demanda.

Em geral pressões inflacionárias de demanda ocorrem em momentos de prosperidade da economia, nestas situações é esperado que o nível de atividade econômica se expanda e que esta expansão seja seguida, caso não ocorra um aumento de igual ou superior magnitude da oferta, por uma elevação do nível de preços. Contudo sabe-se que em um determinado estágio deste ciclo de expansão da atividade econômica as elevações por parte da produção se tornam cada vez mais difíceis, especialmente quando a produção se aproxima de seus níveis mais altos. Estes níveis mais altos podem ser associados a um limite de oferta. A iminência deste limite traz consigo expansões no nível de preço cada vez maiores, visto que o custo marginal do emprego dos fatores de produção (trabalho ou capital) no processo produtivo se torna cada vez maior.

Relacionando o nível de atividade da economia brasileira à variação no nível de preços obtém uma curva de Phillips para o Brasil. A curva de Phillips tem como ponto principal o estudo da taxa de inflação de uma economia com base em uma medida de pressão de demanda (SUMMA; MACRINI, 2011).

Inicialmente a medida de atividade econômica utilizada² foi a taxa de desemprego, num segundo momento o Produto Interno Bruto, PIB, ou o desvio deste de seu nível potencial e atualmente outras medidas já são usadas como *proxies* da pressão de demanda. A utilização da capacidade instalada e a massa salarial também já foram empregadas como formas de mensurar a pressão de demanda de uma economia.

Stock e Watson (1999) analisaram o relacionamento entre a taxa de inflação e 189 indicadores econômicos de modo a construir um modelo econométrico a fim de prever a variação no índice de preços dos Estados Unidos para o período 1970-1996. Segundo esse estudo curvas de Phillips alternativas relacionando inflação e o nível da utilização da capacidade ou inflação e o comércio de bens manufaturados apresentaram resultados mais consistentes quando comparadas à tradicional curva de Phillips com taxa de desemprego e taxa inflação.

¹ Entende-se como hiato do emprego a diferença entre nível de emprego atual e nível de emprego natural (Hiato do emprego = $\text{Emprego}_{\text{atual}} - \text{Emprego}_{\text{natural}}$).

² Phillips (1958)

A partir do estudo de Stock e Watson (1999), a presente investigação visa analisar quantitativamente a relação entre a taxa de inflação e o nível de atividade econômica, a partir da estimação de uma curva de Phillips para a economia brasileira. A medida da atividade econômica brasileira usada é o nível de utilização da capacidade instalada.

Os objetivos deste trabalho podem ser divididos em geral e específicos. O objetivo geral é a estimação de uma curva de Phillips para o Brasil usando a utilização da capacidade instalada como aproximação do nível de atividade econômica. Já os objetivos específicos giram em torno da identificação da relação entre a utilização da capacidade e a inflação da economia brasileira, assim como a análise do relacionamento entre inflação e as outras variáveis explicativas da curva de Phillips para o Brasil.

Apesar de Feijó (2006) expor a falta de precisão dos dados da utilização da capacidade instalada quanto ao modo que estes são levantados³, tem-se que a importância destes dados é significativa e esta variável influencia tanto na tomada de decisão quanto nas expectativas dos agentes. Tão relevante quanto mensurar o nível de utilização da capacidade, é apresentar as relações causais deste com as outras variáveis econômicas, em especial a taxa de inflação brasileira.

O trabalho limita-se à discussão da curva de Phillips para a economia brasileira a partir de dados da utilização da capacidade instalada como medida da atividade econômica. Não faz parte dos objetivos deste estudo estimar a curva de Phillips com base em outras medidas de atividade econômica, tais como desemprego ou PIB.

O trabalho é composto por quatro capítulos. No primeiro capítulo é exibida a introdução de forma a apresentar a problemática que é tratada, a abordagem que é utilizada, assim como os objetivos gerais e específicos perseguidos pelo estudo. Neste primeiro capítulo também são expostos as limitações e a justificativa que levou o autor a desenvolver o estudo e a metodologia a ser utilizada para a realização do mesmo.

No capítulo dois é exposto o referencial teórico apresentando a Curva de Phillips em sua formulação original, as curvas de Phillips modificadas e os trabalhos sobre a curva de Phillips para a economia brasileira.

³ “No Brasil, as medidas de grau de utilização de capacidade não são produzidas por fontes oficiais, ou seja, não há um controle público sobre a qualidade dos resultados disponíveis.” (Feijó, 2006, p.625)

O capítulo três se divide em três seções, a primeira apresenta os dados sobre utilização da capacidade instalada, taxa de inflação, expectativa inflacionária e repasse cambial. Na segunda seção é feita a estimação da curva de Phillips para a economia brasileira. A análise dos resultados é exibida na terceira seção. Neste capítulo é definido quanto cada variável explicativa influencia na taxa de inflação do Brasil.

No capítulo quatro é apresentada a conclusão acerca da curva de Phillips para o Brasil no período de 2003 a 2014.

2 A TAXA DE INFLAÇÃO E A UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA

O objetivo deste capítulo é apresentar o relacionamento entre a variação no nível de preços e o nível de utilização da capacidade instalada. As seções estão dispostas de modo a expor: 1) A curva de Phillips inicial, 2) As curvas de Phillips modificadas, 3) A curva de Phillips para o Brasil, 4) A utilização da capacidade instalada.

2.1 CURVA DE PHILLIPS INICIAL

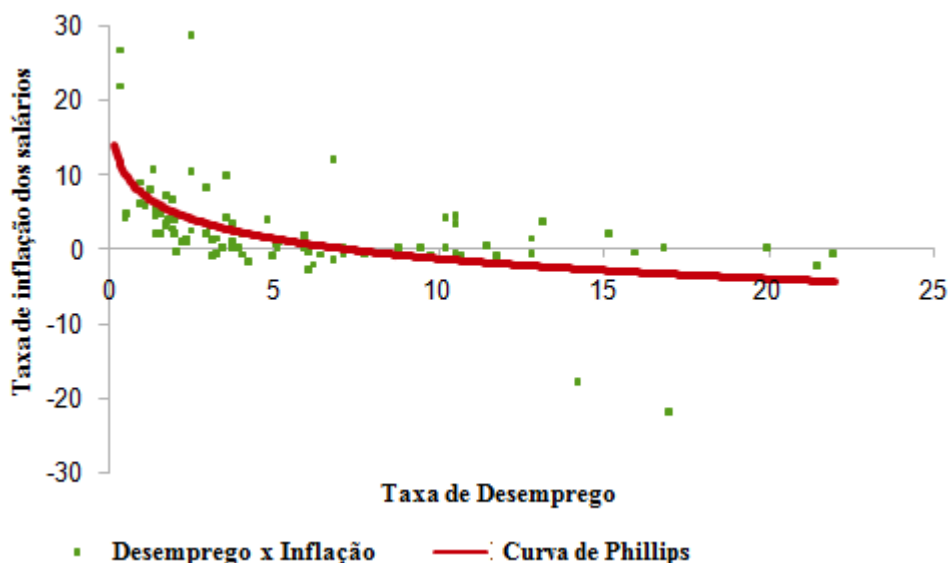
É esperado que o nível de preços aumente em um determinado mercado, quando a demanda está em comparação com a oferta neste mesmo mercado, mais alta. Esta elevação nos preços promove o ajustamento entre oferta e demanda de modo que este mercado retorne ao equilíbrio. O preço faz com que demanda e oferta se equilibrem e, quando há um descompasso entre estes dois lados da economia, é o nível de preços que se elevará ou se reduzirá a fim de balancear novamente o mercado.

É aceitável que o descrito no parágrafo anterior ocorra no mercado de trabalho também e, considerando que o salário representa uma parte significativa do preço de uma mercadoria, tem-se que os movimentos de subida e descida da demanda por trabalhadores influenciam nas alterações de salário e, por consequência, no nível geral de preços.

Utilizando a taxa de desemprego como variável representativa das expansões e reduções da demanda por trabalhador e a taxa de variação nos salários nominais como variável representativa dos reajustes salariais, Phillips (1958) estipulou que a variação nos salários nominais poderia ser explicada pela variação na taxa de desemprego, visto que quando a demanda está aquecida e a taxa de desemprego é baixa as empresas tendem a pagar salários mais altos para atrair os trabalhadores de outras empresas e assim conseguem atender a demanda por seus produtos. Mas a relação entre os salários e o nível de atividade não é linear, uma vez que a demanda desaquecida e um desemprego alto levam a uma queda dos salários mais lenta do que a subida descrita anteriormente.

Este relacionamento negativo constatado por Phillips (1958), de que subidas no desemprego tendem a reduzir a inflação ou que diminuições no desemprego encaminham a economia para elevações no nível de preços, ficou conhecido como a curva de Phillips. Baseando-se nas proposições anteriores, a curva de Phillips para o Reino Unido no período de 1861 a 1957 é apresentada na figura 1:

Figura 1: Curva de Phillips para o Reino Unido (1861-1957)



Fonte: Phillips (1958). Elaborado pelo autor.

A figura 1 apresenta uma curva negativamente inclinada e alguns pontos que se distanciam da função estilizada, estas exceções podem ser explicadas pelos dois períodos de guerra que o Reino Unido atravessou (1914-1918 e 1939-1945) e por modificações no nível de preços externos⁴ ou no custo de vida⁵.

2.2 CURVAS DE PHILLIPS MODIFICADAS

A curva de Phillips (1958), inicialmente proposta como ligação entre a taxa de desemprego e a taxa de variação dos salários nominais entre as décadas de 1860 e 1950 no

⁴ “Houve uma grande elevação no desemprego de 2,6% em 1920 para 17,0% em 1921, acompanhado de uma deflação de 22,2% nos salários em 1921. Parte dessa queda pode ser explicada pela rápida subida no desemprego, porém a redução de 12,8% no custo de vida, em grande parte resultado da queda no preço dos importados, foi sem dúvida também o maior fator.” (PHILLIPS, 1958, p.293, tradução nossa)

Reino Unido, sofreu diversas modificações desde sua proposição até os dias atuais. Estas mudanças tiveram como contexto especialmente as décadas de 1960 e 1970, quando a relação entre taxa de desemprego e taxa de inflação passou a não apresentar o comportamento verificado por Phillips (1958).

A primeira modificação na curva de Phillips foi feita por Solow e Samuelson (1960) que apresentaram um *trade-off* entre a inflação, não mais a variação nominal dos salários, e o desemprego para a economia estadunidense e argumentaram que o nível de emprego poderia ser elevado através de taxas de inflação de 4 a 5 por cento ao ano. Outra modificação foi de que a taxa de inflação é determinada pelas expectativas inflacionárias e pelo nível de emprego e utilização do capital, conforme é declarado em: “I am going to postulate that the rate of inflation depends upon the utilization ratio and upon the expected rate of inflation.” (PHILLIPS, 1967, p.261). A terceira modificação é feita a partir da lei de Okun⁶, ao relacionar a taxa de crescimento do produto à variação anual da taxa de desemprego e, por conseguinte, passar a utilizar o nível de atividade da economia (produto, desemprego ou utilização da capacidade) na explicação da taxa de inflação.

De forma resumida, as alterações na curva de Phillips original foram as seguintes: a taxa de variação dos salários nominais cedeu lugar à taxa de inflação da economia, a inflação passada e as expectativas inflacionárias foram adicionadas à estimação de modo a incorporar as características temporais do comportamento dos preços e outras medidas⁷ foram usadas a fim de capturar os choques de oferta sofridos no período analisado. Contudo, o ponto principal das diversas curvas de Phillips ainda se manteve na relação entre a taxa de inflação e o nível de atividade da economia, isto é, há estudos que permaneceram com a taxa de desemprego como essa medida, outros deixaram de utilizar o desemprego como representante da operosidade da economia e adotaram o hiato do produto e alguns ainda tomaram o nível de utilização da capacidade instalada como o dado mais relevante na explicação das flutuações no nível de preços.

⁵ “[...] a maior parte da grande redução na inflação de salários deve ser explicada pela queda de 17,5% no índice do custo de vida entre 1921 e 1922.” (PHILLIPS, 1958, p.294, tradução nossa)

⁶ “A lei de Okun propõe que há uma relação negativa entre o nível de atividade e o desemprego. Mais precisamente, para reduzir o desemprego [a economia] haveria de crescer mais rápido.” (GREGORIO, 2007, p.589, tradução nossa)

⁷ Medidas como a taxa nominal de câmbio, a taxa de inflação dos importados, a variação no preço de *commodities* entre outras variáveis.

De acordo com as modificações supracitadas, tem-se que o comportamento dos preços pode ser explicado por variáveis macroeconômicas relacionadas ao dinamismo da economia analisada. Segundo Alves e Correa (2013) com base no uso da taxa de desemprego como essa medida de atividade econômica é possível captar, em especial, os movimentos do fator de produção trabalho sobre os preços. No caso da utilização da capacidade instalada, o comportamento a ser capturado é o do fator de produção capital sobre a inflação. E, em último caso, a produção (Produto Interno Bruto) é proporcional à utilização dos fatores capital e trabalho apresentando desta forma o movimento de ambos sobre a variação no nível de preços. As três subseções seguintes estão organizadas de forma a exibir: 1) A relação entre inflação e desemprego, 2) A relação entre inflação e produto, 3) A relação entre inflação e utilização da capacidade instalada.

2.2.1 A relação entre inflação e desemprego

Nesta subseção é apresentado um artigo que expõe a relação entre a taxa de inflação e a taxa de desemprego de uma economia, assim como o descrito na primeira seção deste capítulo. Desde o artigo escrito por Phillips em 1958 o estudo da relação entre o desemprego e a variação no nível de preços tem sido objeto de estudo entre os economistas, de tal modo que o trabalho discutido abaixo é apenas um dos muitos⁸ que foram elaborados até o presente momento.

Gerlach, Lydon e Stuart (2015) discutem a curva de Phillips através do relacionamento entre as taxas mensais de desemprego e de inflação da economia irlandesa. Eles apresentaram essas duas taxas como negativamente relacionadas e o estudo conseguiu resultados consistentes quanto à estimação de uma curva de Phillips para a economia em questão.

Em virtude de a economia irlandesa ser pequena e aberta, em muitas investigações sobre as variações no nível de preços, a inflação externa tinha um papel principal na explicação dos aumentos de preços ao consumidor e que, somente em alguns estudos, a demanda doméstica (hiato do produto ou hiato do desemprego) era considerada como variável explicativa da inflação nacional. O coeficiente de correlação de 0,92 entre a inflação anual do

⁸ Ver Phelps (1967); Spencer (1968); Chow e Megdal (1978); Francescone (2001); Benigno e Ricci (2009); Kitov (2013); entre outros.

Reino Unido e da Irlanda no período 1923-1979 era outra causa que direcionava a explicação da variação no índice de preços nacional com base na inflação de outros países e não em fatores endógenos da economia irlandesa (GERLACH; LYDON; STUART, 2015). A estimativa da inflação por Gerlach, Lydon e Stuart teve como modelo a seguinte equação:

$$\pi_t = \alpha_{0,t} + \alpha_1\pi_{t-1} + \alpha_2\pi_{t-2} + \alpha_3\tilde{U}_t + \alpha_4\tilde{U}_{t-1} + \alpha_5\tilde{U}_{t-2} + \alpha_6S_t + \alpha_7S_{t-1} + \alpha_8S_{t-2} + \alpha_9D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

Em que π_t é a inflação atual, $\alpha_{0,t}$ é uma constante que pode variar de acordo com o período, em virtude da possibilidade de variações na taxa estável de inflação, π_{t-1} é a inflação no período t , \tilde{U}_t é a diferença entre a taxa de desemprego no período t e a NAIRU, S_t é a inflação no preço dos importados, D_t são variáveis *dummies* para os períodos de guerra (1941 e 1943) e de crise (2009), já que há uma divergência entre teoria e prática na relação inflação-desemprego nestes três momentos, e ε_t é o termo de erro da análise.

Gerlach, Lydon e Stuart (2015) optaram por realizar quatro análises de regressão, uma compreendendo toda a amostra (1926-2012) e outras três com sub-amostras (1926-1979; 1980-2012 sem constante e 1980-2012 com constante). Foi aplicada a primeira diferença na equação (1) e em seguida foi executada a análise de regressão para a equação em questão. Os resultados das regressões são apresentados na tabela 1:

Tabela 1: Estimação da Curva de Phillips para a Irlanda

Regressão	1	2	3	4
Período da amostra	1926-2012	1926-1979	1980-2012	1980-2012
Constante				-0,13 (0,05)***
Inflação em t-1	0,44 (0,07)***	0,32 (0,10)***	0,36 (0,15)**	0,41 (0,09)***
Inflação de importados	0,29 (0,03)***	0,32 (0,03)***	0,14 (0,05)**	0,20 (0,05)**
Inflação de importados em t-1	0,10 (0,04)**	0,13 (0,05)***	0,12 (0,05)**	0,14 (0,06)**
Desemprego em t-2	-0,17 (0,07)**	-0,19 (0,09)**	-0,23 (0,14)	-0,27 (0,05)***
MA (1)	-0,90 (0,07)***	-0,92 (0,08)***	-0,39 (0,25)	-1,00 (0,15)***
R ² ajustado	0,70	0,75	0,65	0,72

*(5%); **(2,5%); ***(1%) são os níveis de significância

Fonte: Gerlach, Lydon e Stuart (2015); Elaborado pelo autor.

Os resultados demonstram que tanto a inflação em $t-1$, a inflação de importados atual e a inflação de importados no período defasada são estatisticamente significantes. A taxa de

desemprego no período $t-2$ (duas defasagens) também é significativa, o que sugere uma lenta transmissão entre as flutuações no mercado de trabalho e as variações no nível de preços da economia irlandesa. Esta lentidão pode ser explicada pelo fato do desemprego ser uma variável que segue o ciclo de negócios e que, assim com o hiato do produto, é normal esperar uma diferença de quatro trimestres entre o desemprego e o seu efeito na inflação (GERLACH; LYDON; STUART, 2015).

Gerlach, Lydon e Stuart (2015) fizeram duas regressões para o período 1980-2012, uma com o intercepto e outra sem este. A necessidade da constante neste caso pode ser verificada pelo maior coeficiente de determinação da regressão 4 (R^2 ajustado= 0,72) em relação à regressão 3 (R^2 ajustado= 0,65) e, especialmente, porque a taxa de desemprego é estatisticamente insignificante no modelo 3, ou seja, não há curva de Phillips para Irlanda neste período segundo esta regressão.

Gerlach, Lydon e Stuart (2015) concluíram que os estudos anteriores, que alegavam a não existência de uma curva de Phillips para a economia irlandesa refletem casos particulares de amostras relativamente pequenas. O estudo em questão recomendou que o governo da Irlanda devesse fazer políticas monetária e fiscal buscando zerar o hiato do produto e não tentar controlar a inflação por meios não monetários, uma vez que uma visão não monetária da inflação⁹ é avaliada como um dos principais erros na condução da política econômica, conforme é ilustrado em: “The two [Switzerland and Ireland] countries' experiences are consistent with the monetary policy neglect hypothesis, in which the key policy mistake is a nonmonetary view of the inflation process.” (NELSON, 2008, p. 727).

2.2.2 A relação entre inflação e o produto

Nesta subseção é apresentado o relacionamento entre a taxa de inflação e o produto, de modo que a relação evidenciada por Phillips (1958) para a economia do Reino Unido seja estendida à outras medidas de atividade econômica. Nesta subseção, assim como na anterior,

⁹ A visão não monetária da inflação estabelece que manter o produto em um nível abaixo de seu potencial não influencia no controle da inflação e que os choques de custo determinam o processo inflacionário mesmo que não ocorra uma acomodação monetária da inflação (NELSON, 2008).

será exposto apenas um trabalho, contudo, deve-se deixar claro que diversos economistas¹⁰ já se debruçaram sobre esta temática.

Fuhrer e Moore (1995) discutem a influência da inflação anterior na inflação atual e estimam a razão de sacrifício entre produto e inflação para a economia estadunidense. A razão de sacrifício é determinada como a medida que o PIB deve ser reduzido para que ocorra uma diminuição de um ponto percentual na inflação para um determinado período. O trabalho destaca a relação dinâmica entre a variação no nível de preços e o excesso de demanda (hiato do produto).

O estudo mencionado busca contestar trabalhos anteriores¹¹ que asseguram a possibilidade de um processo desinflacionário (diminuições na taxa de inflação) sem reduções substanciais no nível de produto, tendo em vista que uma política monetária orientada poderia levar a uma queda nas expectativas inflacionárias, consequentemente, na inflação atual (PHELPS, 1978). Fuhrer e Moore (1995) afirmam a presença da persistência (inércia) inflacionária e utilizam a seguinte equação para definir a taxa de inflação de uma economia:

$$\pi_t = \frac{1}{2} (\pi_{t-1} + E_t \pi_{t+1}) + \phi \hat{y}_t \quad (2)$$

No qual π_t é a taxa de inflação no período t , π_{t-1} é a variação no nível de preço do período imediatamente anterior, $E_t \pi_{t+1}$ representa as expectativas atuais quanto à inflação no período seguinte e \hat{y}_t é a média móvel do produto.

Um dos resultados obtidos por Fuhrer e Moore (1995) em *Inflation Persistence* foi que uma elevação no nível do produto é seguida por um aumento na taxa de inflação que se mantém como um dos fatores explicativos da variação no nível de preços pelos seis trimestres seguintes. E uma das conclusões da investigação foi de que reduções no produto levam a diminuições na taxa de inflação de uma economia, conforme é explicitado em: “The model implies that an aggressive disinflationary policy would yield a marked increase in lost output.” (FUHRER; MOORE, 1995, p. 153)

¹⁰ Ver Claus (2000); Orphanides e Norden (2004); Mehra (2004); Gerlach e Peng (2006); Caporale e Škare (2011); López-Villavicencio e Mignon (2013); entre outros.

¹¹ Ver Phelps (1978) e Taylor (1983)

2.2.3 A relação entre inflação e utilização da capacidade instalada

Nesta subseção é apresentada mais uma medida de atividade econômica que geralmente é utilizada na construção de uma curva de Phillips. Esta medida é a utilização da capacidade instalada. Aqui também será exposto somente um artigo, de modo que fique evidente o relacionamento entre taxa de inflação e utilização da capacidade. Vale lembrar que, apesar da apresentação de um único artigo, a literatura sobre o tema é ampla¹².

McElhattan (1978) explorou o comportamento das variações no nível de preços com base na utilização da capacidade instalada inferindo uma curva de Phillips à economia estadunidense. A curva de Phillips é vista como a interação entre duas equações: a equação de salários e a equação de preços. A equação de salários é relacionada à taxa de desemprego, visto que esta taxa influencia no custo unitário do trabalho. A equação de preços tem em seu interior o nível de utilização da capacidade como medida do excesso de demanda e é neste excesso que é pautada a relação entre preço e custo da mão-de-obra.

McElhattan (1978), ao derivar a equação de preços, faz uso do nível de utilização da capacidade como uma das variáveis explicativas da inflação, já na derivação da equação de salários, foi utilizada a taxa de desemprego como variável explicativa. Entretanto após a substituição da primeira equação na segunda, optou-se por retirar o desemprego da análise e manter a utilização da capacidade como única variável explicativa das flutuações da inflação, já que ambos (desemprego e utilização da capacidade) refletem pressões originárias de excessos de demanda no mercado de bens¹³.

A medida usada na estimação da inflação é a diferença entre a utilização da capacidade e o seu valor esperado ou de equilíbrio. Utilizou-se o termo equilíbrio, porque quando se atinge este nível de utilização da capacidade não haverá reduções ou elevações na taxa de inflação, conforme esclarece McElhattan (1978, p.24): “Only at the equilibrium operating rate will the change in inflation be zero, with stability in the inflation rate.”

A taxa de inflação no período t apresentava uma relação direta com a inflação no período $t-1$ de modo que a explicação da primeira pela segunda era de 100%

¹² Ver McElhattan (1985); Gittings (1989); Bauer (1990); Mustafa e Rahman (1995); Ewing e Thompson (2010)

(MCELHATTAN, 1978). É aceitável que em um ano a taxa de inflação seja de 5% e que no ano seguinte seja, caso não ocorra mudanças significativas na economia em questão, de 5% novamente. Dado a percepção deste comportamento dos preços, as variações na utilização da capacidade não determinariam o valor da taxa de inflação, mas sim as modificações na taxa de inflação. Em termos práticos, uma utilização da capacidade que está acima do nível determinado estável resultaria em uma mudança positiva na taxa de inflação e, contrariamente, níveis de utilização da capacidade abaixo do estável levariam a uma variação negativa na taxa de inflação. Portanto a curva de Phillips estimada para os Estados Unidos a partir de dados anuais do período 1954-1977 teve como especificação a seguinte equação:

$$VTI_t = \omega (UC_t - UC^e) \quad (3)$$

Na qual VTI_t é a variação na taxa de inflação medida pela diferença entre a taxa de inflação em t e a taxa de inflação em $t-1$, UC_t é a utilização da capacidade instalada em t , UC^e é o nível de equilíbrio da utilização da capacidade e ω é a sensibilidade da variação na taxa de inflação aos desvios da utilização da capacidade em t com relação ao seu equilíbrio.

A equação obtida por McElhattan (1978)¹⁴ para o comportamento da inflação estadunidense para o período 1954-1977 é expressa na equação seguinte:

$$VTI_t = 0,12 (UC_t - 82,0) \quad (4)$$

De acordo com este resultado, se durante um ano a utilização da capacidade for mantida acima de 82%, valor este que é o nível de equilíbrio da utilização da capacidade, haverá uma variação de 12% na taxa de inflação para cada ponto percentual que a utilização da capacidade estiver acima da capacidade de equilíbrio. Por exemplo, uma taxa de inflação em $t-1$ de 5% e um nível de utilização da capacidade mantido ao longo do ano $t-1$ de 83% levaria a uma taxa de inflação para o período t de 5,6%. O coeficiente de determinação do modelo em questão foi de 0,55.

McElhattan (1978) concluiu que uma das tarefas mais importantes para a política econômica é não permitir que a economia cresça além do seu potencial e que é possível a manutenção de uma taxa de inflação estável desde que capital e trabalho sejam usados de

¹³ É esperado que duas variáveis que são reflexos do mesmo fenômeno apresentem um grau de correlação alto entre si e, conseqüentemente, tornem alguns modelos estatísticos de previsão viesados caso ambas sejam utilizadas como variáveis explicativas (McElhattan, 1978).

¹⁴ O procedimento de estimação utilizado foi o método de Cochrane Orcutt ou CORC (MCELHATTAN, 1978).

forma a conservar a utilização da capacidade em seu nível de equilíbrio. O trabalho em questão sugeriu que quando a utilização da capacidade supera seu estado de equilíbrio há um aumento na taxa de inflação e que, quando esta mesma utilização da capacidade retorna ao seu equilíbrio, a taxa de inflação no período será maior que a taxa de inflação estável. Para que a taxa de inflação retorne a seu valor estável é necessário que a utilização da capacidade seja inferior ao seu nível de equilíbrio.

2.3 CURVAS DE PHILLIPS PARA O BRASIL

Existem muitos estudos relacionados à curva de Phillips para a economia brasileira, de modo que já se fez uso de diversas metodologias e conjunto de dados. Em geral busca-se uma relação entre a inflação medida pelo IPCA e uma das três medidas de atividade econômica descritas na seção anterior (desemprego, PIB e utilização da capacidade). Não há um consenso quanto à existência de uma curva de Phillips para o Brasil, assim como para o relacionamento da taxa de inflação com as variáveis referentes à inflação defasada, à expectativa inflacionária e à medida de atividade econômica. Entre os seis trabalhos pesquisados três apontaram para a ausência da curva de Phillips enquanto outros dois indicaram a existência da mesma e um afirmou a existência para um conjunto de bens e a ausência para outros.

Schwartzman (2006) estimou uma curva de Phillips para o Brasil com dados trimestrais de 1997-1 a 2003-3 e usou como *proxy* para o nível de atividade da economia a utilização da capacidade instalada. A inovação proposta pelo trabalho de Schwartzman foi a estimação de três curvas de Phillips, cada uma para um conjunto de preços (comercializáveis, não comercializáveis e monitorados), e a utilização do método de Mínimos Quadrados em Três Estágios.

Como parte da definição de modelagem, Schwartzman (2006) alega que a inflação é afetada pela variação nos custos marginais das empresas, pelas depreciações cambiais, pela inércia inflacionária e pelas expectativas de inflação. Ele ainda acrescenta que a utilização de dados mensais, apesar de fornecer mais informações, apresenta maiores alterações na presença de ruídos e são mais suscetíveis a erros, além da autocorrelação ser maior e de algumas variáveis não apresentarem dados mensais. Dados anuais apresentam pouco poder

para elaborar inferências estatísticas, uma vez que os períodos referentes às décadas de 1980 e 1990 são heterogêneos, o que dificulta o uso de uma amostra maior. Em termos de amostra, Schwartzman (2006) estimou três equações, uma começando em 1997, outra em 1998 e a terceira em 1999 de modo a verificar a sensibilidade dos parâmetros às mudanças nos períodos analisados.

O modelo básico adotado por Schwartzman (2006) é especificado nas seguintes equações:

$$\pi_t^{NC} = \beta_{10} + (1 - \beta_{11} - \beta_{12} S) \pi_{t+1}^e + \beta_{11} \pi_{t-1} + \beta_{14} x_t + \eta_t \quad (5)$$

$$\pi_t^{MON} = \beta_{20} + (1 - \beta_{21} - \beta_{22} - \beta_{23} S - \beta_{24} S) \pi_{t-1}^{NC} + \beta_{21} e_{t-1} + \beta_{22} \pi_{t-1}^{IGP} + \beta_{23} S e_{t-1} + \beta_{24} S \pi_{t-1}^{IGP} + \eta_t \quad (6)$$

$$\pi_t^C = \beta_{30} + (1 - \beta_{31} - \beta_{32} - \beta_{33} S - \beta_{34} S) \pi_{t+1}^e + \beta_{31} \pi_{t-1} + \beta_{32} e + \beta_{33} S \pi_{t-1} + \beta_{34} S e_t + \eta_t \quad (7)$$

No qual π_t é a inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo, IPCA, no período t , π_{t+1} é a inflação medida pelo IPCA, projetada a partir do modelo VAR para o período $t+1$ com informação disponível em t , π_t^{NC} é a inflação de não comercializáveis no período t , π_t^{MON} é a inflação de monitorados no período t , π_t^C é a inflação de comercializáveis no período t , x_t é a utilização da capacidade da indústria com ajuste sazonal no período t , π_t^{IGP} é a inflação medida pelo Índice Geral de Preços-Disponibilidade Interna, IGP-DI, no período t , e_t é a depreciação cambial em 4 trimestres terminando no período t multiplicada pela inflação estadunidense medida pelo PPI¹⁵ nesse mesmo período, S é uma *dummy* de regime, com valor 1 até dezembro de 1998 e 0 a partir de então e η_t é o termo de erro das equações.

Schwartzman (2006) idealizou seis modelos e realizou três estimativas para cada modelo e obteve um coeficiente de determinação (R^2 ajustado) em torno de 53% nas equações para preços de bens comercializáveis e não comercializáveis, com valores próximos a 60% em amostras maiores. O R^2 ajustado das equações de bens monitorados variou de acordo com o modelo e o período utilizado, atingindo em alguns casos 60%.

Ainda de acordo com Schwartzman (2006), nas equações de preços não comercializáveis tanto a utilização da capacidade instalada (coeficiente médio de 0,99 e desvio-padrão de 0,219) quanto a inércia inflacionária (coeficiente médio de 0,47 e desvio-

¹⁵ *Producer Price Index* (Índice de preços ao produtor).

padrão de 0,027) se mostraram estatisticamente significante a um nível de 5% de significância. Nas equações de preços comercializáveis a inércia inflacionária apresentou um coeficiente médio de 0,46 e um desvio-padrão de 0,074 com todos os valores estatisticamente significantes a 95% de confiança. Contudo, para essas mesmas equações (comercializáveis) a depreciação cambial apresentou um coeficiente médio de 0,14 e uma desvio-padrão de 0,155 com valores significantes a 95% de confiança com exceção do modelo 6 com início em 1998 e 1999. Nas equações com preços monitorados o IPCA se apresentou, com exceção do modelo 3, estatisticamente significante a 5% de significância com, excetuando os não significantes, coeficiente médio de 0,512 e desvio-padrão de 0,0576. Para essas mesmas equações (monitorados) o câmbio se mostrou estatisticamente significante a 95% de confiança (coeficiente médio de 0,32 e desvio-padrão de 0,045) e o IGP-DI foi estatisticamente insignificante em quase todos os modelos. Schwartzman (2006) atribuiu esse resultado à presença de multicolinearidade nas equações de preços monitorados.

Schwartzman (2006) concluiu que o uso da utilização da capacidade instalada da indústria como medida de atividade econômica apresentou resultados satisfatórios. As depreciações cambiais, de acordo com a teoria, não se mostraram determinantes para explicar os preços de bens não comercializáveis, assim como a utilização da capacidade não se mostrou significativa na explicação dos preços de bens comercializáveis.

Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) analisaram a existência da relação entre o nível de preços e a operosidade da economia brasileira. Utilizando-se de dados trimestrais de 1995 a 2008, Sachsida, Ribeiro e Santos apresentaram a estimativa de três curvas de Phillips para o caso brasileiro: uma curva de Phillips para o estado do Rio de Janeiro, uma curva de Phillips para o estado de São Paulo e uma curva de Phillips para o Brasil. As três curvas mencionadas se basearam na seguinte equação:

$$\pi_t = \lambda_0 + \lambda_1 \pi_{t-1} + \lambda_2 E_t(\pi_{t+1}) + \lambda_3 x_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

Na qual π_t é a taxa de inflação do período t , π_{t-1} é a taxa de inflação no período anterior, $E_t(\pi_{t+1})$ é a expectativa formada em t para a inflação do período $t+1$, x_t é o nível de atividade da economia em questão e ε_t é o resíduo da análise.

Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) fizeram uso dos seguintes dados para a estimação da curva de Phillips para o Brasil: as variações do IPCA, como aproximação da inflação, a inflação estimada por modelos auto-regressivos que incluíam a inflação e o PIB, como uma

das aproximações da expectativa de inflação, a própria inflação em $t+1$, como outra aproximação da expectativa de inflação, e como *proxies* do nível de atividade da economia foram utilizados o hiato do PIB¹⁶, a capacidade instalada da indústria e a taxa de desemprego do estado de São Paulo.

Para a estimação da curva de Phillips para o estado do Rio de Janeiro, Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) utilizaram as seguintes informações: inflação medida pelo Índice de Preços ao Consumidor Amplo, IPCA, para o estado do Rio de Janeiro, como aproximação da inflação, a inflação calculada por modelos auto-regressivos que incluíam PIB e inflação fluminenses, como uma das estimativas da expectativa de inflação, a própria inflação em $t+1$, como outra aproximação da expectativa de inflação, e como estimativa do nível de atividade da economia fluminense foram adotados a utilização da capacidade instalada da indústria no Rio de Janeiro e a massa salarial no Rio de Janeiro.

Na estimação da curva de Phillips para o estado de São Paulo, Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) adotaram os seguintes dados: as variações do IPCA, como medida de inflação, a inflação estimada por modelos auto-regressivos que incluíam PIB e inflação paulistas, como uma das estimativas da expectativa de inflação, a própria inflação em $t+1$, como outra aproximação da expectativa de inflação, e como *proxies* do nível de atividade da economia paulista foram escolhidos a utilização da capacidade instalada da indústria em São Paulo e a taxa de desemprego do estado de São Paulo.

A fim de capturar quebras estruturais, isto é, modificações nas relações entre as variáveis e alterações na variância das relações, Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) fizeram uso de modelos de Markov-switching¹⁷ (MS) para a estimação das três curvas de Phillips supracitadas. Esta metodologia aceita a possibilidade de mudança de regimes nas economias cujas curvas de Phillips foram estimadas.

De acordo com os resultados obtidos por Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) há poucas evidências de existência de uma curva de Phillips para a economia brasileira no período examinado, uma vez que as variáveis relacionadas ao nível de atividade econômica (hiato do PIB, utilização da capacidade e desemprego em São Paulo) não se mostraram estatisticamente significante, quando o faziam, se apresentavam com o sinal diferente do esperado ou com

¹⁶ Hiato do PIB = $(\log PIB_{efetivo} - \log PIB_{potencial})$ (este calculado por um filtro HP)).

¹⁷ Mendonça, dos Santos e Sachsida (2009) apresentam detalhes sobre o porquê da utilização desta metodologia.

possibilidade de influência positiva e negativa na inflação, caso do desemprego que poderia, com 99% de confiança, ter um coeficiente mínimo de -0,11 e um máximo de 0,78.

Os resultados da curva de Phillips para os estados do Rio de Janeiro e de São Paulo foram semelhantes aos obtidos por Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) na estimação feita para o Brasil, no sentido de que as variáveis ligadas ao nível de atividade econômica não se mostraram significantes e, quando apresentavam alguma significância, os coeficientes dessas variáveis podiam assumir valores negativos ou positivos dentro do intervalo de confiança estimado, assim como no caso do desemprego para a curva de Phillips brasileira.

Um resultado importante a ser explorado do estudo de Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) é o comportamento das expectativas inflacionárias quando confrontado com o da inflação defasada. Nas três análises executadas a expectativa de inflação apresentou coeficiente médio ((0,91; Brasil), (0,92; RJ) e (0,73; SP)) maior que o coeficiente médio da inflação defasada ((0,33; Brasil), (0,30; RJ) e (0,31; SP)), isto denota uma influência maior da primeira na inflação em t do que da segunda.

Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) concluíram que há grandes variações nos modelos a medida que são feitas modificações nas variáveis de mensuração da atividade econômica (hiato do PIB, desemprego ou nível de utilização da capacidade instalada) e que é possível rejeitar a hipótese de uma curva de Phillips para as economias brasileira, fluminense e paulista, uma vez que em nenhum dos três casos a curva de Phillips se apresentou adequada para o estudo das variações nos níveis de preços. Os autores completaram afirmando que modelos com parâmetros lineares aplicados à curva de Phillips explicam pouco da dinâmica inflacionária no Brasil, conforme destacado em: “Isto é, a estimação da curva de Phillips por métodos lineares seria viesada e ineficiente.” (SACHSIDA; RIBEIRO; SANTOS, 2009, p.18).

Summa e Macrini (2011) estimaram a curva de Phillips para o Brasil utilizando a metodologia de Redes Neurais. Esta abordagem visa confirmar, através de funções não lineares, se os resultados obtidos por modelos lineares (MQO e VAR) são consistentes e realmente servem para explicar o comportamento da inflação brasileira.

Summa e Macrini (2011) usaram a variação do IPCA, como taxa de inflação, o hiato da produção industrial e o hiato desemprego, como aproximações para as pressões de demanda, a taxa nominal de câmbio relacionada com o índice de preços dos produtos

importados, como *proxy* do repasse cambial e a variação da taxa básica de juros¹⁸ anualizada. Os dados apresentam frequência mensal e compreendem o período de julho de 1999 a setembro de 2010.

Summa e Macrini (2011) estimaram quatro modelos, três apresentando a taxa de inflação atual como variável dependente e um utilizando a aceleração da inflação como variável a ser explicada. As seguintes equações apresentam os modelos utilizados:

$$\pi_t - \pi_{t-1} = \delta_0 + \delta_1 GAP_{t-1} + \delta_2 \pi_{t-1}^{imp} + \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\pi_t = \zeta_0 + \zeta_1 \pi_{t-1} + \zeta_2 GAP_{t-1} + \pi_{t-1}^{imp} + \eta_t \quad (10)$$

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 \pi_{t-1} + \beta_2 GAP_{t-3} + \beta_3 \pi_{t-1}^{imp} + \mu_t \quad (11)$$

$$\pi_t = \sigma_0 + \sigma_1 \pi_{t-1} + \sigma_2 GAP_{t-1} + \sigma_3 \pi_{t-1}^{imp} + \phi i_{t-1} + v_t \quad (12)$$

No qual π_t é a taxa de inflação em t , π_{t-1} é a taxa de inflação em $t-1$, GAP_{t-1} é o hiato do produto em $t-1$, GAP_{t-3} é o hiato do produto em $t-3$, π_{t-1}^{imp} é o repasse cambial, i_{t-1} é a taxa de básica de juros da economia e ε_t , η_t , μ_t e v_t são os termos de erro respectivamente.

Entre os quatro modelos realizados por Summa e Macrini (2011), o modelo IV, que estima por Redes Neurais a inflação baseando-se na equação (12), foi o que apresentou o maior coeficiente de determinação entre os modelos, R^2 de 0,91. O modelo I, que estima por Redes Neurais a aceleração da inflação com base na equação (9), foi o modelo que apresentou o menor coeficiente de determinação ($R^2 = 0,09$) entre os quatro modelos. As variáveis relacionadas ao excesso de demanda¹⁹ (hiato do produto e do hiato do desemprego) não apresentaram um relacionamento significativo e, por vezes, apresentaram sinais contrários aos esperados pela teoria. Contudo as variáveis de repasse cambial e expectativa inflacionária se mostraram estatisticamente significante e com sinais de acordo com a literatura.

Summa e Macrini (2011) concluíram que as medidas de redução da demanda agregada não surtem efeitos na taxa de inflação e que políticas que diminuam a inflação de importados (repasse cambial) ou que reduza a inércia inflacionária resultariam em taxas de inflação menores.

¹⁸ Taxa básica de juros da economia brasileira (SELIC).

¹⁹ “Os mesmos resultados são obtidos utilizando o hiato do desemprego ao invés do hiato do produto.” (Summa e Macrini, 2011, p.10)

Arruda, Ferreira e Castelar (2011) buscaram identificar o melhor método para prever a taxa de inflação brasileira, como forma de atingir este objetivo estimaram modelos lineares e não lineares de séries de tempo e de curvas de Phillips para o Brasil. Para a modelagem linear das séries de tempo foram utilizados modelos AR²⁰ e ARMA²¹ enquanto que para as estimativas não lineares fizeram uso de modelos com efeito ARCH²² ou com o efeito *threshold*²³ tanto para as série temporais (AR e ARMA) quanto para as curvas de Phillips.

O período analisado por Arruda, Ferreira e Castelar (2011) foi de janeiro de 1995 a dezembro de 2005 com dados mensais do PIB (nível de atividade da economia), do IPCA cheio defasado (inércia inflacionária) e da variação nominal do câmbio adicionada da inflação internacional (repassse cambial). A variável dependente foi o IPCA livre, isto é, o índice cheio excluídos os preços administrados.

Arruda, Ferreira e Castelar (2011) fizeram uso de modelos lineares AR (1) (equação 13) para a estimação das séries de tempo da inflação. As seguintes equações apresentam os modelos lineares para as curvas de Phillips simples e ampliada²⁴, respectivamente:

$$\pi_t = \delta_0 + \delta_1 \pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\pi_t = \zeta_1 \pi_{t-1} + \zeta_2 GAP_{t-1} + v_t \quad (14)$$

$$\pi_t = \sigma_1 \pi_{t-1} + \sigma_2 GAP_{t-1} + \sigma_3 Câmbio_{t-2} + \mu_t \quad (15)$$

Em que π_t é a taxa de inflação em t , π_{t-1} é a taxa de inflação em $t-1$, GAP_{t-1} é o hiato do produto em $t-1$ e $Câmbio_{t-2}$ é o repasse cambial em $t-2$ e ε_t , v_t e μ_t são os erros da equações respectivamente.

²⁰ AR = Auto-regressivo.

Em modelos AR a variável dependente é regredida com base em seus valores defasados somente.

²¹ ARMA = Auto-regressivo de Média Móvel.

Em modelos ARMA a variável dependente é regredida com base em seus valores defasados e nas defasagens do termo de erro

²² ARCH = Auto-regressivo de Heteroscedasticidade Condicional.

Em modelos com o efeito ARCH a variância do erro no tempo t depende do erro defasado ao quadrado.

²³ O efeito *threshold* ou efeito limiar é definido como a existência de diferentes regimes dentro de uma série de tempo e a presença de comportamentos distintos para as variáveis de acordo com o regime em que ela esteja no tempo. Por exemplo, a variável 1 pode assumir um comportamento se estiver no regime 'A' e outro se estiver no regime 'B' e ambos os regimes são pertencentes à mesma série de tempo.

²⁴ A Curva de Phillips simples utiliza como variáveis explicativas o nível de atividade da economia, este medido pelo hiato do PIB, e a taxa de inflação defasada. A curva de Phillips ampliada é obtida através da adição do repasse cambial à Curva de Phillips simples (Arruda; Ferreira; Castelar, 2011).

Arruda, Ferreira e Castelar (2011) incluíram às equações 9, 10 e 11 os efeitos ARCH e *threshold* de forma a realizar uma modelagem não linear na série de tempo da inflação e nas curvas de Phillips simples e ampliada. O critério utilizado para comparar os diversos modelos foi o erro quadrático médio de previsão, EQM.

Entre os modelos lineares o que apresentou o menor EQM foi o AR (1) com valor de 0,04821 e entre os modelos não lineares a curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* foi o melhor modelo (EQM = 0,03497). Arruda, Ferreira e Castelar (2011) testaram se a diferença entre os erros quadráticos médios dos dois modelos selecionados (linear e a não linear) era significativa. A diferença se mostrou significativa, o que lhes permitiu afirmar que o modelo da curva de Phillips apresentou o menor erro de previsão.

A curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* apresentou um coeficiente de determinação (R^2_{joint}) de 0,65 e sugeriu que quando a taxa de inflação em $t-4$ ultrapassa o valor de 0,17% os coeficientes de inércia inflacionária (0,69) e de repasse cambial (2,62) são maiores e significativos²⁵ na explicação da inflação em t . Contudo quando a inflação em $t-4$ é menor ou igual a 0,17% os coeficientes destas variáveis são menores e não significantes. O hiato do PIB não se mostrou significativo em nenhum dos casos (ARRUDA; FERREIRA; CASTELAR, 2011).

Arruda, Ferreira e Castelar (2011) concluíram que os modelos não lineares de previsão da taxa de inflação apresentam um nível de eficiência maior quando comparados com modelos lineares e que a curva de Phillips ampliada com efeito *threshold* graficamente acompanhou o comportamento da taxa de inflação melhor que o modelo AR (1), especialmente no período de junho a dezembro de 2006.

Veloso *et al.* (2013) estimaram a curva de Phillips para a economia brasileira através da metodologia de Johansen e de um modelo de correção de erros (VECM). Os autores buscaram verificar a existência da relação inversa entre taxa de inflação e desemprego tanto para o curto quanto para o longo prazo.

Veloso *et al.* (2013) fizeram uso de dados mensais da variação do IPCA, como aproximação da taxa de inflação atual, da expectativa média de inflação, como *proxy* das

²⁵ O estudo de Arruda, Ferreira e Castelar (2011) utiliza o nível de 5% de significância em todos os testes de hipótese.

expectativas inflacionárias, e da taxa de desemprego em seis regiões metropolitanas²⁶, como medida de desemprego. O período analisado foi de janeiro de 2002 a março de 2012.

Veloso *et al.* (2013) verificaram se as séries de dados das três variáveis são estacionárias²⁷ e, em seguida, se estas são cointegradas²⁸. Após a comprovação de que as séries utilizadas são estacionárias na primeira diferença e que existe um vetor de cointegração entre elas, os autores utilizaram a seguinte equação para a estimativa das curvas de Phillips de curto e longo prazo:

$$\pi_t = \alpha_1 + \alpha_2 \pi_t^e + \alpha_3 U_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

Em que π_t é a inflação em t , π_t^e é a expectativa inflacionária em t , U_t é o desemprego em t e ε_t é o resíduo do modelo.

Na estimação da curva de Phillips de longo prazo, Veloso *et al.* (2013) encontraram uma relação positiva, porém não significativa a 5%, entre desemprego e inflação. Já na estimação de curto prazo, o relacionamento entre inflação e desemprego foi negativo, contudo não significativo a 5% novamente. Em ambas as estimações a relação entre inflação e expectativas inflacionárias foi positiva e estatisticamente significativa a 5% (Longo prazo = 0,0731 e Curto Prazo = 0,2518).

Veloso *et al.* (2013) concluíram que, para o período analisado e de acordo com a significância estatística, pode-se rejeitar a existência da relação inversa entre inflação e desemprego tanto para o longo prazo quanto para o curto prazo.

Machado e Portugal (2014) estimaram a curva de Phillips para a economia brasileira a partir de uma abordagem com componentes não observáveis da série de tempo da inflação e das variáveis explicativas. Os componentes não observáveis em séries temporais são: componente de tendência, componente sazonal e componente cíclico.

Machado e Portugal (2014) utilizaram dados mensais do IPCA, como aproximação para a inflação, os hiatos do PIB, do Índice de Atividade Econômica do Banco Central do Brasil (IBC-Br) e da utilização da capacidade instalada da indústria, como medidas dos custos

²⁶ Regiões metropolitanas de Recife, Salvador, Belo Horizonte, Rio de Janeiro, São Paulo e Porto Alegre. (http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/trabalhoerendimento/pme_nova/default.shtm)

²⁷ “Uma série estacionária é aquela cujas médias, variâncias e covariâncias permanecem as mesmas, independente do período de tempo em que são medidas.” (Veloso *et al.*, 2013, p.16)

marginais das empresas e a mediana das expectativas diárias de inflação para o mês seguinte, como *proxy* das expectativas inflacionárias. O período analisado foi de abril de 2000 a maio de 2011.

Machado e Portugal (2014) calcularam quatro modelos a partir de uma equação com componentes não observados da inflação e algumas variáveis explicativas, equação (17), e outros três modelos a partir de componentes não observados tanto da inflação quanto do nível de produção (PIB e IBC-Br), equação (18). Entre os quatro modelos em que foi empregada a equação (17), somente em um deles não foi feito uso das expectativas inflacionárias, enquanto que nos outros três, a diferença ficava por conta da variável utilizada como medida de atividade econômica. Já entre os três modelos que fizeram uso da equação (18), um deles não utilizou as expectativas inflacionárias como variável explicativa, enquanto que os outros dois apresentaram como divergência a medida de atividade econômica decomposta. As equações mencionadas apresentaram as seguintes especificações:

$$\pi_t = \mu_t^\pi + \gamma_t^\pi + \Phi h_t + E_t(\pi_{t+1}) + \varepsilon_t \quad (17)$$

$$\pi_t = \mu_t^\pi + \gamma_t^\pi + \Phi \psi_t^y + \psi_t^{\pi^*} + v_t \quad (18)$$

No qual π_t é a taxa de inflação em t , μ_t^π é o componente de tendência da inflação em t , γ_t^π é o componente de sazonalidade da inflação em t , h_t é o hiato da produção (medido pelo PIB, IBC-Br ou Utilização da Capacidade da Indústria) em t , $E_t(\pi_{t+1})$ é a expectativa em t para a inflação em $t+1$, ψ_t^y é a componente cíclica da produção (PIB ou IBC-Br), $\psi_t^{\pi^*}$ é a componente cíclica da taxa de inflação em t , e ε_t e v_t são os termos residuais, respectivamente. Machado e Portugal (2014) adotaram a componente de tendência da inflação, μ_t^π , como *proxy* da inércia inflacionária em cinco modelos estimados, já nos outros dois modelos restantes, essa medida (μ_t^π) foi utilizada como aproximação para a dinâmica temporal da inflação (inércia inflacionária + expectativa inflacionária). Os autores adicionaram variáveis dummies para capturar os efeitos de dados discrepantes.

Entre os sete modelos estimados por Machado e Portugal (2014), o modelo IV (que utiliza a equação (17)) apresentou resultados estatisticamente significantes e de acordo com a teoria, diferentemente dos outros seis modelos que ou não se mostraram significantes ou não

²⁸ “O teste de cointegração permite testar se as variáveis envolvidas no estudo possuem efetivamente relação de longo prazo” (Veloso *et al.*, 2013, p.17)

puderam ter a sua significância testada²⁹. No modelo IV os autores fizeram uso do IBC-Br como medida dos custos marginais das empresas além de utilizaram as expectativas inflacionárias como variável explicativa também. O coeficiente de determinação entre os sete modelos variou de 0,39 a 0,61. O modelo IV apresentou um R^2 de 0,48, um coeficiente de 0,041 para o IBC-Br e de 1,19 para as expectativas inflacionárias, ambos significantes.

Machado e Portugal (2014) concluíram que entre as medidas de hiato da produção utilizadas (PIB, IBC-Br e utilização da capacidade instalada), somente o IBC-Br apresentou bons resultados estatísticos; o sistema de metas para inflação contribuiu para a redução da taxa e da volatilidade da inflação; e que a inclinação da curva de Phillips, medida pelo parâmetro do hiato da produção (Φ), indicou uma curva mais próxima de uma reta vertical, isto é, uma inflação cada vez menos dependente de uma medida de atividade econômica tradicional (produto, desemprego, utilização da capacidade).

2.4 UTILIZAÇÃO DA CAPACIDADE INSTALADA

O relacionamento entre a variável utilização da capacidade instalada e as outras variáveis tradicionais das curvas de Phillips mencionadas (taxa de inflação atual, expectativa inflacionária e repasse cambial) é apresentado a seguir.

A literatura econômica sugere que elevações na taxa de inflação de uma economia são ocasionadas a medida que o nível de utilização da capacidade instalada da indústria aumenta. A explicação para essa relação é que a expansão no uso dos fatores produtivos da indústria aproxima a capacidade de oferta de seu nível limite gerando assim pressão para elevação dos preços dos bens industriais e, posteriormente, nos preços da economia como um todo, conforme destacado em:

Industrial materials, it may be noted, are of special importance in the general price situation. The quantity of these materials used is closely tied to final product output in the short run because of technological limits on substitution toward or away from materials. The quantity supplied has a narrowly defined *upper* limit in the short run because these materials are typically produced under continuous operation. The result is severe price pressures when the supply limit comes into operation, and a transmission of these price pressures through the rest of the price structure. (Leeuw, 1962, p. 828, grifo do original)

²⁹ Nos modelos V, VI e VII o parâmetro que relaciona a componente cíclica da produção (PIB e IBC-Br) com a inflação só pode ser calculado indiretamente o que impossibilita o teste de significância neste caso (Machado e Portugal, 2014).

Assim como o descrito acima, supõe-se que o relacionamento entre utilização da capacidade e expectativa inflacionária seja positivo, visto que as expectativas de inflação para o período seguinte ($t+1$) são formadas em t com base nas informações em t e, sendo a utilização da capacidade positivamente relacionada com a inflação, é plausível a esperança de um comportamento também positivo entre utilização da capacidade e inflação.

Amadeo e Camargo (1992) apresentam um relacionamento entre o nível de utilização da capacidade, inflação e excessos na demanda agregada de modo que elevações na demanda agregada, quando o nível de utilização da capacidade está baixo, podem provocar uma elevação da utilização da capacidade instalada (lado da produção) ou uma elevação dos preços (lado da demanda). Considerando este comportamento das três variáveis supracitadas (demanda agregada, inflação e utilização da capacidade) tem-se que quando o nível de utilização da capacidade está baixo não há, necessariamente, uma relação direta entre o nível de preços e a utilização da capacidade, uma vez que somente um deles sofreria um aumento proveniente de uma expansão no nível de atividade, contudo também existe a possibilidade de uma combinação de ambos os efeitos.

Pastore (2012) expõe a metáfora das duas lâminas (condições) da tesoura a fim de explicar o fato nada usual na economia brasileira da presença de taxas de desemprego historicamente baixas e níveis de utilização da capacidade instalada baixos também. A primeira condição é de que o setor industrial brasileiro é aberto ao comércio internacional e dispõe de pouca capacidade para impor reajustes de preço, já que há competição com as mercadorias internacionais. A segunda condição é que a elevação real dos salários no período 2004-2010 aliada a uma taxa de desemprego decrescente no período levaram a uma alta no custo unitário do trabalho.

Baseando-se nas duas condições mencionadas no parágrafo anterior, Pastore (2012) define que elevações na demanda agregada, neste caso, não se traduzem em aumentos na utilização da capacidade instalada. Essas expansões na demanda são, especialmente com um câmbio valorizado, direcionadas para o exterior na forma de importações líquidas. Em termos práticos, a utilização da capacidade, na presença de baixo desemprego e câmbio valorizado, pode não refletir os movimentos da atividade econômica interna, isto é, a demanda agregada brasileira pode estar sendo estimulada por outros fatores que não se relacionam com a produção industrial. E, a partir desta falta de relação entre demanda agregada e utilização da

capacidade instalada, espera-se que a inflação não seja explicada pelo nível de utilização da capacidade instalada.

Rodrik (2008) define como implicação de política econômica que se deve sustentar sucessivas depreciações reais no câmbio de forma que ocasione uma elevação nos lucros de se investir em bens comercializáveis (industriais). E que, a partir deste aumento nos lucros, ocorra uma mudança estrutural associada ao crescimento econômico. Em termos práticos, seguidas variações positivas da taxa câmbio afetam positivamente o nível de utilização da capacidade instalada.

Neste capítulo foram apresentados os possíveis relacionamentos da taxa de inflação de uma economia com algumas variáveis macroeconômicas, em especial com o nível de atividade econômica. A relação entre a variação no nível de preços e o dinamismo da economia tem como base a curva de Phillips. A partir deste referencial buscou-se estudos relacionados a fim de levantar as variáveis determinantes no comportamento da inflação. De acordo com exposto neste capítulo, os determinantes são: a inflação defasada, a expectativa inflacionária, a utilização da capacidade (uma medida de atividade econômica) e o repasse cambial. De modo geral estas quatro variáveis apresentam, segundo a literatura, um relacionamento positivo com a taxa de inflação atual.

3 DADOS, RESULTADOS E ANÁLISE

Neste capítulo são apresentadas as variáveis utilizadas na estimação da curva de Phillips para o Brasil, bem como os elementos mais importantes utilizados na parte quantitativa desta investigação. As seções estão distribuídas da seguinte forma: 1) Dados, 2) Resultados e 3) Análise.

3.1 DADOS

Os dados referentes à estimação da curva de Phillips para o Brasil tiveram como fonte de informação os seguintes órgãos: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), no caso da variável inflação, o Banco Central do Brasil (BACEN), no caso das expectativas inflacionárias e da taxa nominal de câmbio (US\$/R\$), e a Confederação Nacional da Indústria (CNI) que é a fonte dos dados sobre a utilização da capacidade instalada. Essas quatro séries históricas podem ser encontradas no site do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA)³⁰. Foi utilizado o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos³¹ como aproximação da inflação internacional, esta série teve como fonte o *Bureau of Labor Statistic* do governo estadunidense.

As séries utilizadas nesta investigação apresentam periodicidade mensal e correspondem ao período de janeiro de 2003 a dezembro de 2014. As variáveis utilizadas são as seguintes: a taxa de inflação medida pelo IPCA, a expectativa inflacionária formada em t com relação a $t+1$, a utilização da capacidade instalada da indústria dessazonalizada e o repasse cambial médio dos três últimos meses. Entende-se por repasse cambial a razão entre a taxa nominal de câmbio (US\$/R\$) média e o índice de preços ao consumidor dos Estados Unidos.

Houve uma modificação na metodologia de cálculo da utilização da capacidade instalada em janeiro de 2006. A CNI refez os cálculos, segundo a nova metodologia, dos

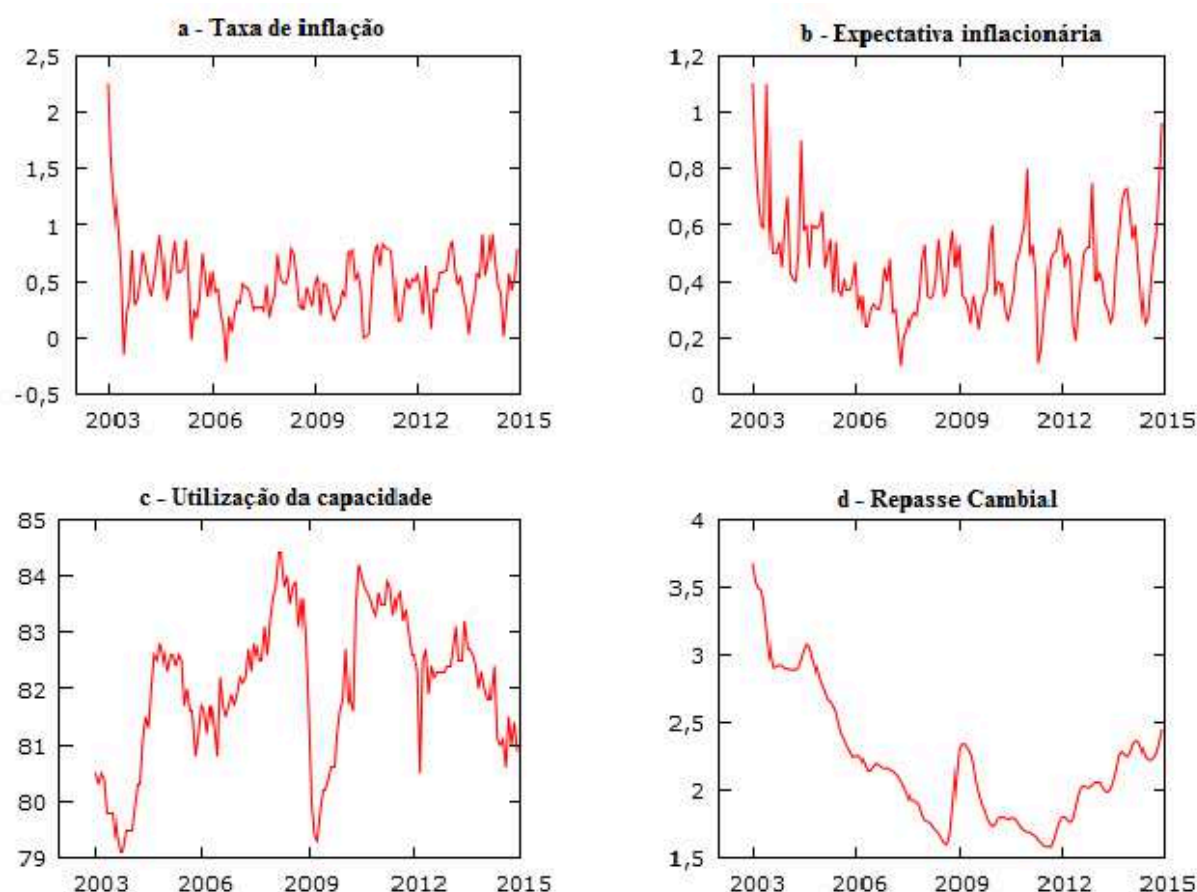
³⁰ www.ipeadata.gov.br

³¹ *Consumer Price Index (CPI)*

dados relativos a essa variável para o período de janeiro de 2003 a dezembro de 2005. A série histórica anterior a janeiro de 2003 permaneceu sob o cálculo da metodologia antiga.

As séries empregadas neste estudo são apresentadas na figura 2:

Figura 2: Variáveis utilizadas – dados mensais (Jan-2003 a Dez-2014)



Fonte: IBGE; Boletim Focus do BACEN; CNI; IPEADATA; *Bureau of Labor Statistic*.

Segundo Enders (1995) os choques em séries estacionárias³² são temporários, se dissipam ao longo do tempo e a série retorna para o seu nível médio de longo prazo, deste modo é apresentada a importância de se trabalhar com séries estacionárias. Em busca de verificar a estacionaridade das séries fez-se o teste de Dicker-Fuller Aumentado, ADF, com constante e tendência, bem como o teste KPSS³³ com tendência de modo a verificar a existência de raízes unitárias nas séries históricas utilizadas. Os testes ADF e KPSS são

³² “Uma série estacionária é aquela cujas médias, variâncias e covariâncias permanecem as mesmas, independentemente do período de tempo em que são medidas.” (Veloso *et al.*, 2013, p.16)

³³ Teste proposto por Kwiatkowski, Phillips, Schmidt e Shin (1992).

apresentados detalhadamente no apêndice A. Na tabela 2 são exibidos os resultados, com significância de 5%, quanto à ordem de integração³⁴ de cada série:

Tabela 2: Testes de estacionaridade das séries – 2003 a 2014

	Inflação	Expectativa inflacionária	Utilização da capacidade	Repasse cambial
ADF	I (1)	I (1)	I (1)	I (1)
KPSS	I (1)	I (1)	I (0)	I (1)

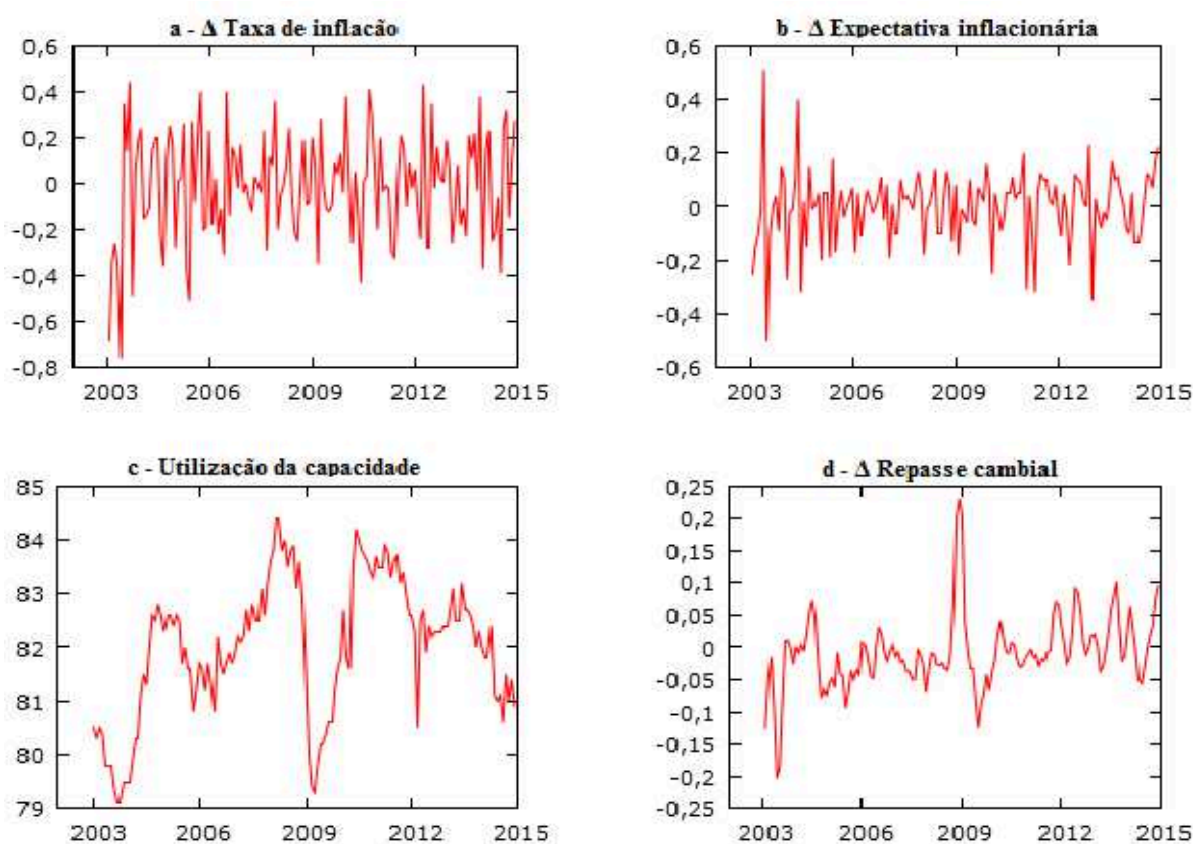
Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir do apresentado na tabela 2, verifica-se que, segundo o teste ADF, as quatro séries se tornam estacionárias após a aplicação da primeira diferença. Contudo, segundo o teste KPSS, a série de dados referente à utilização da capacidade instalada é estacionária em nível, enquanto as outras três séries se tornaram estacionárias após a aplicação da primeira diferença.

Como houve divergência entre os testes ADF e KPSS sobre a necessidade ou não da aplicação da primeira diferença na série relativa à utilização da capacidade instalada, fez-se uso do teste KPSS como base principal para a definição da ordem de integração da referida série, uma vez que, o teste KPSS possui um poder estatístico maior que o teste ADF (BUENO, 2011 *apud* VELOSO ET AL., 2013)³⁵. As séries estacionárias são apresentadas na figura 3, o símbolo ‘ Δ ’ denota que foi aplicada a primeira diferença na série original:

³⁴ A ordem de integração de uma série (I(d)) é determinada pelo número de diferenças que necessitam ser aplicadas à série para que esta se torne estacionária. Uma série I(0) não necessita da aplicação da primeira diferença, pois esta já é estacionária em nível. Uma série I(1) é estacionária em primeira diferença.

³⁵ Bueno, R.D.L.S. (2011). *Econometria de séries temporais*. 2ª Ed. São Paulo: Cengage Learning.

Figura 3: Séries estacionárias das variáveis utilizadas – dados mensais (Fev-2003 a Dez-2014)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Após deixar todas as séries estacionárias foi feito uma análise de correlação entre as variáveis do modelo a fim de determinar o grau de semelhança entre estas. A tabela 3 apresenta a matriz de correlação entre as variáveis que serão utilizadas no modelo:

Tabela 3: Matriz de Correlação

Variável	Δ Inflação	Δ Expectativa inflacionária	Utilização da capacidade	Δ Repasse cambial
Δ Inflação	1,0000	0,1454	0,0706	0,1657
Δ Expectativa de inflação		1,0000	0,0358	0,1099
Utilização da capacidade			1,0000	0,2122
Δ Repasse cambial				1,0000

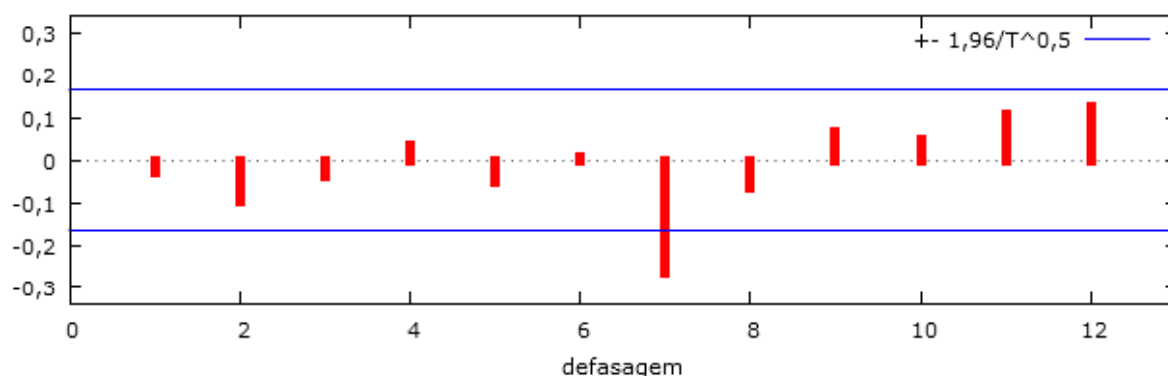
n = 143 Valor crítico a 5% = 0,1642

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com a tabela 3, a primeira diferença da taxa de inflação apresentou um coeficiente de correlação de 0,1657 com a primeira diferença do repasse cambial, o que indica uma semelhança significativa entre estas variáveis. Já a primeira diferença da inflação não apresentou um coeficiente de correlação significativo nem com a primeira diferença da expectativa inflacionária nem com a utilização da capacidade. Ainda com base na tabela 3, verifica-se que a utilização da capacidade e o repasse cambial apresentam um coeficiente de 0,2122 de correlação, o que sugere que as alterações em uma das variáveis é seguida positivamente pela outra.

Tendo em vista que inflação pode sofrer influência de seus valores passados, foi construído um autocorrelograma³⁶ da primeira diferença da inflação. O resultado do autocorrelograma é apresentado na figura 4:

Figura 4: Autocorrelograma da primeira diferença da taxa da inflação



Fonte: Elaborado pelo autor.

Com base na figura 4, pode-se afirmar que a primeira diferença da taxa de inflação em $t-7$, apresenta uma correlação negativa com a primeira diferença da inflação em t , ou seja, as variações nesta defasagem ($t-7$) serão seguidas de variações em sentido oposto no período t . De forma mais clara, variações positivas naquele mesmo período ($t-7$) serão acompanhados por variações negativas na primeira diferença da inflação em t ou o contrário.

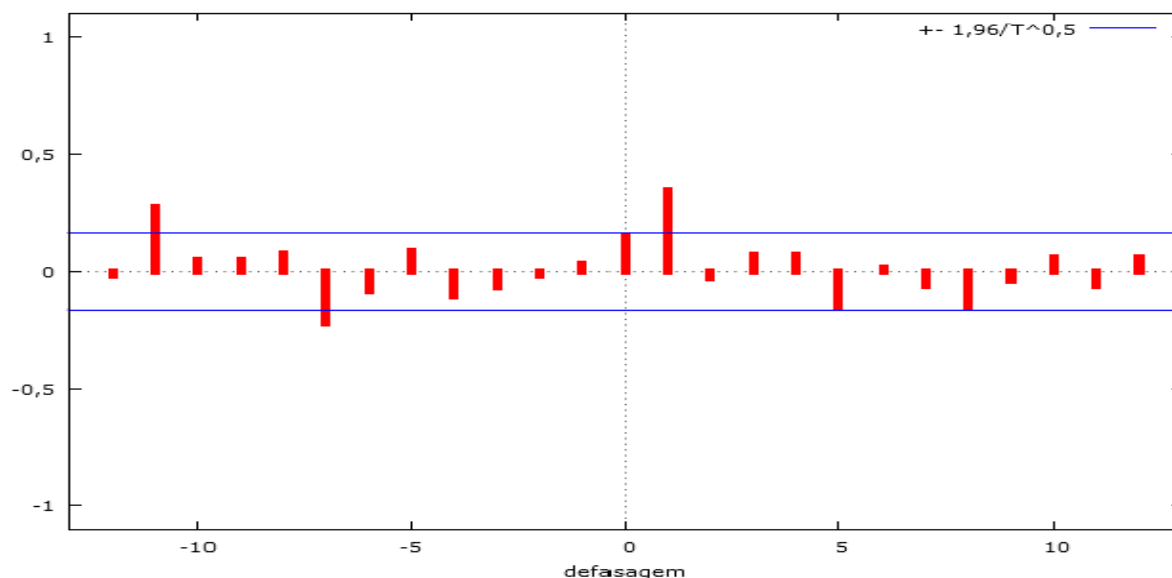
Baseando-se ainda na possibilidade de defasagens no relacionamento entre as variáveis explicativas e a taxa de inflação atual, fez-se uso de um correlograma cruzado³⁷ a

³⁶ O autocorrelograma mensura o nível de correlação entre uma variável e suas defasagens, de modo a apresentar quais defasagens são importantes na explicação da variável em questão. Nas defasagens estatisticamente significantes a barra (vermelha) ultrapassa a linha (azul) do valor crítico a 5% de significância.

³⁷ O correlograma cruzado mede o grau de correlação entre uma variável e as defasagens de outra variável, as defasagens estatisticamente significantes apresentam uma barra (vermelha) que ultrapassa a linha (azul) do valor crítico a 5% de significância.

fim de definir se existiam defasagens na relação entre a primeira diferença da expectativa inflacionária e a primeira diferença da taxa de inflação e, se fosse apontada a presença, quais defasagens seriam as mais significativas. O resultado do correlograma cruzado é apresentado na figura 5:

Figura 5: Correlograma cruzado entre a primeira diferença da inflação e as defasagens da primeira diferença da expectativa inflacionária

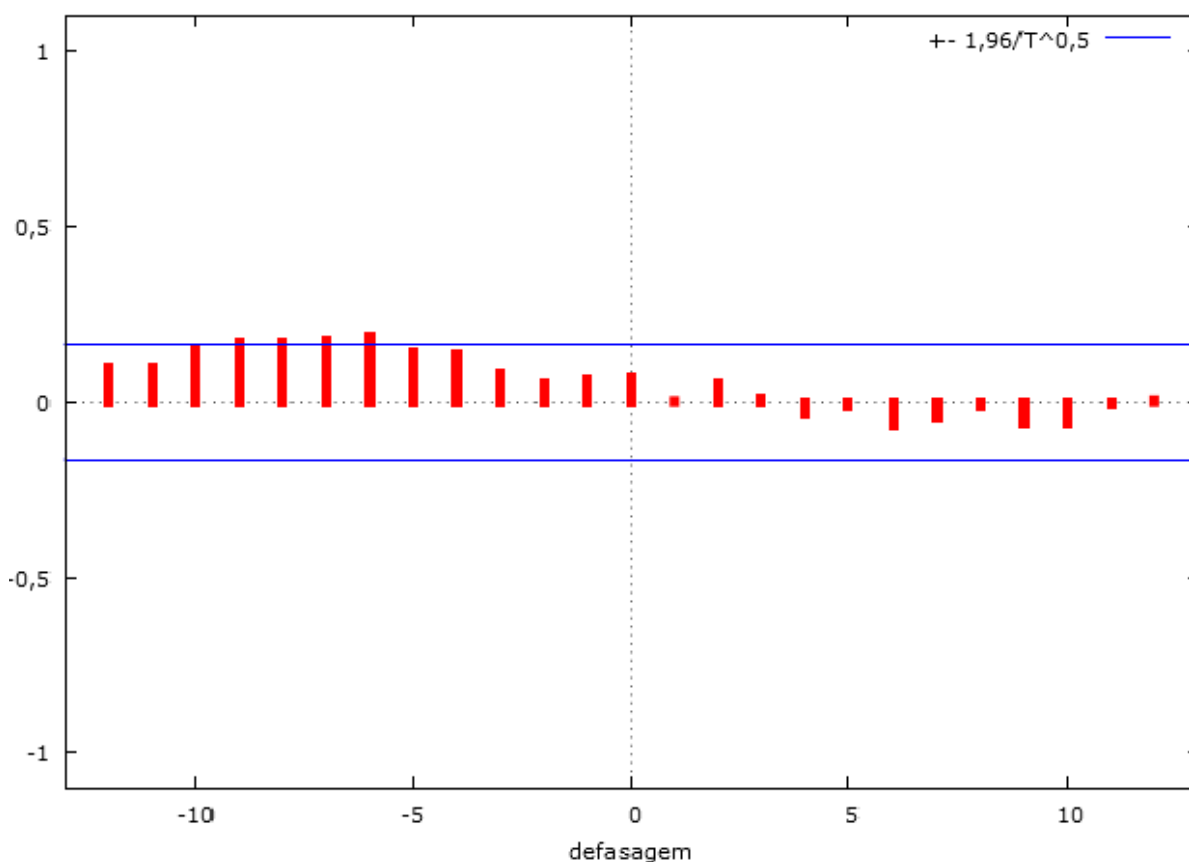


Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com o apresentado na figura 5, tem-se que a primeira diferença da expectativa de inflação no período t e $t-11$ são positivamente correlacionadas com a primeira diferença da taxa de inflação em t , o que significa dizer que as variações na primeira diferença da taxa de inflação em t seguirão o mesmo sentido que as variações da primeira diferença da expectativa inflacionária nos períodos mencionados. Entretanto a defasagem referente ao período $t-7$ da primeira diferença da expectativa inflacionária é negativamente correlacionadas com a primeira diferença da inflação, inferindo assim que as variações na primeira diferença da expectativa de inflacionária no período mencionado e a primeira diferença da taxa de inflação em t seguirão sentidos opostos.

Conforme explicitado anteriormente por Minella e Souza-sobrinho (2011), o nível de atividade da economia influencia o nível de preços de forma defasada, o que significa supor que a taxa de inflação atual é afetada pelo grau de utilização da capacidade nos períodos anteriores. Visando capturar esta particularidade, utilizou-se um correlograma cruzado para definir qual defasagem apresenta maior correlação com a primeira diferença da inflação, o resultado é apresentado na figura 6:

Figura 6: Correlograma cruzado entre a primeira diferença da inflação e as defasagens da utilização da capacidade

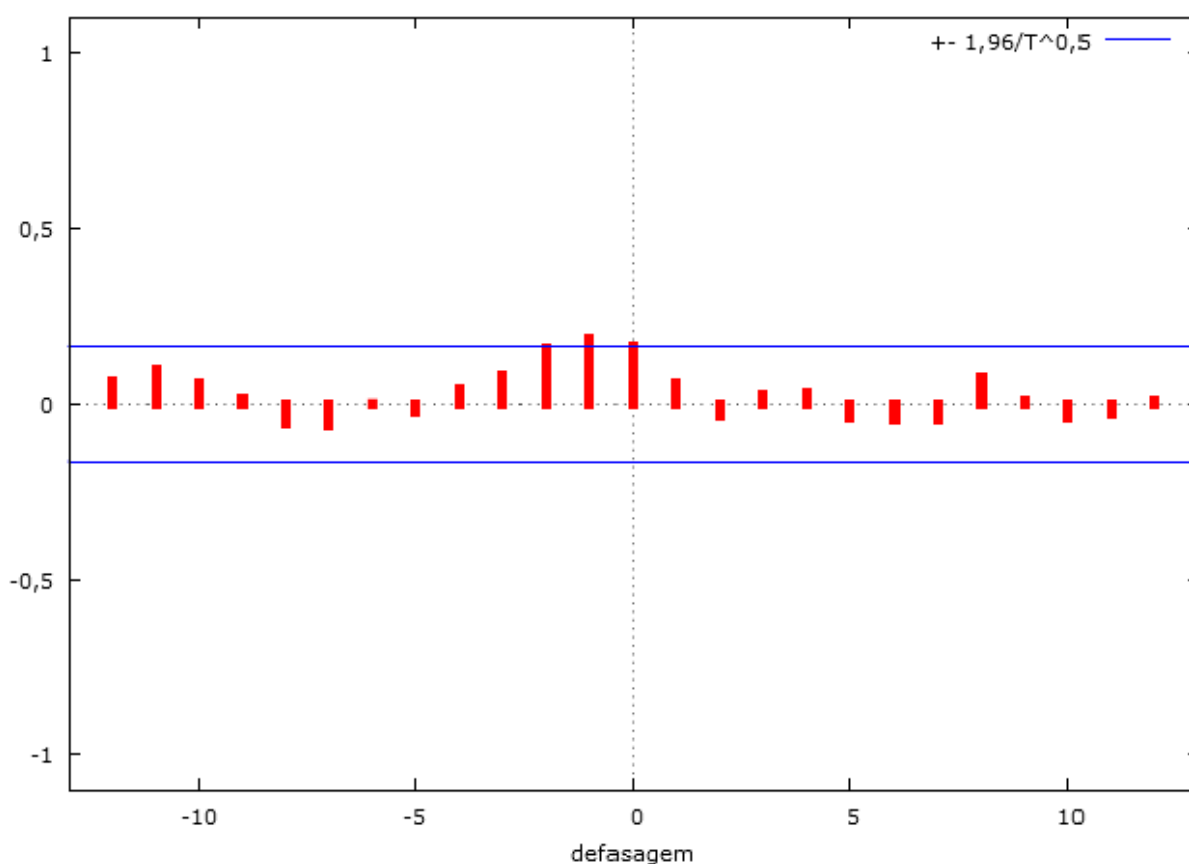


Fonte: Elaborado pelo autor.

Tomando-se por base a figura 6, tem-se que as defasagens $t-5$, $t-6$, $t-7$, $t-8$, $t-9$ e $t-10$ da utilização da capacidade instalada apresentaram uma correlação positiva com a primeira diferença da inflação atual. Este comportamento segue o proposto Minella e Souza-sobrinho (2011) e é diferente do exposto por Pastore (2012) que sustenta que a utilização da capacidade instalada tem um fraco ou quase nulo relacionamento com a taxa de inflação brasileira, em especial após o ano de 2010.

A fim de levantar as defasagens significativas da primeira diferença do repasse cambial com respeito à primeira diferença da taxa de inflação, foi utilizado um correlograma cruzado entre estas duas séries. O correlograma cruzado é apresentado na figura 7:

Figura 7: Correlograma cruzado entre a primeira diferença da inflação e as defasagens da primeira diferença do repasse cambial



Fonte: Elaborado pelo autor.

Valendo-se dos valores exibidos na figura 7, pode-se afirmar que a primeira diferença dos repasses cambiais dos períodos t , $t-1$ e $t-2$ apresentam um comportamento positivamente correlacionado com a primeira diferença da taxa de inflação atual, isto é, a variação na primeira diferença da inflação em t tende a seguir o mesmo sentido que a primeira diferença do repasse cambial entre os períodos t , $t-1$ e $t-2$.

Feitas as análises de correlação das defasagens das variáveis explicativas, segue-se para a especificação do modelo a ser estimado. No que diz respeito à figura 4, utiliza-se a defasagem $t-7$ da própria variável dependente, pois esta defasagem foi a única estatisticamente significativa. Tomando por base figura 5, empregou-se no modelo econométrico a primeira diferença da expectativa inflacionária em t , $t-1$, $t-7$ e $t-11$. Baseando-se na figura 6, faz-se uso das defasagens $t-5$, $t-6$, $t-7$, $t-8$, $t-9$ e $t-10$ da utilização da capacidade instalada e, com relação ao repasse cambial, utilizam-se os períodos t , $t-1$ e $t-2$ da primeira diferença do repasse cambial na estimação da primeira diferença da taxa de inflação brasileira.

A especificação do modelo básico adotado para estimação da curva de Phillips para a economia brasileira no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2014 é apresentado na equação seguinte:

$$\Delta\pi_t = \varsigma_0 + \varsigma_1 \Delta\pi_{t-7} + \varsigma_2 \Delta E_t(\pi_{t+1}) + \varsigma_3 \Delta E_{t-1}(\pi_t) + \varsigma_4 \Delta E_{t-7}(\pi_{t-6}) + \varsigma_5 \Delta E_{t-11}(\pi_{t-10}) + \varsigma_6 \Delta UCI_{t-5} + \varsigma_7 \Delta UCI_{t-6} + \varsigma_8 \Delta UCI_{t-7} + \varsigma_9 \Delta UCI_{t-8} + \varsigma_{10} \Delta UCI_{t-9} + \varsigma_{11} \Delta UCI_{t-10} + \varsigma_{12} \Delta RC_t + \varsigma_{13} \Delta RC_{t-1} + \varsigma_{14} \Delta RC_{t-2} + \eta_t \quad (19)$$

Em que $\Delta\pi_t$ é a primeira diferença da taxa de inflação do período t , $\Delta\pi_{t-7}$ é a primeira diferença da taxa de inflação do período $t-7$, $\Delta E_t(\pi_{t+1})$ é a primeira diferença da expectativa formada em t para a inflação do período $t+1$, $\Delta E_{t-1}(\pi_t)$ é a primeira diferença da expectativa formada em $t-1$ para a inflação do período t , $\Delta E_{t-7}(\pi_{t-6})$ é a primeira diferença da expectativa formada em $t-7$ para a inflação do período $t-6$, $\Delta E_{t-11}(\pi_{t-10})$ é a primeira diferença da expectativa formada em $t-11$ para a inflação do período $t-10$, ΔUCI_{t-5} é a primeira diferença da utilização da capacidade instalada em $t-5$, ΔUCI_{t-6} é a primeira diferença da utilização da capacidade instalada em $t-6$, ΔUCI_{t-7} é a primeira diferença da utilização da capacidade instalada em $t-7$, ΔUCI_{t-8} é a primeira diferença da utilização da capacidade instalada em $t-8$, ΔUCI_{t-9} é a primeira diferença da utilização da capacidade instalada em $t-9$, ΔUCI_{t-10} é a primeira diferença da utilização da capacidade instalada em $t-10$, ΔRC_t é a primeira diferença do repasse cambial para o período t , ΔRC_{t-1} é a primeira diferença do repasse cambial para o período $t-1$, ΔRC_{t-2} é a primeira diferença do repasse cambial para o período $t-2$ e η_t é o termo residual da análise. O método utilizado na estimação em questão é o de Mínimos Quadrados Ordinário (MQO).

3.2 RESULTADOS

Foi realizada a estimação da curva de Phillips para a economia brasileira com base em dados mensais de inflação, expectativa de inflação, utilização da capacidade instalada e repasse cambial para o período de fevereiro de 2003 a dezembro de 2014. Os resultados são apresentados na tabela 4:

Tabela 4: Primeira estimação da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	0,145462	1,25968	0,90826	
Δ Expectativas inflacionárias	0,464519	0,155161	0,00336	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,749297	0,132892	<0,00001	***
Δ Expectativas inflacionárias t-7	-0,027052	0,131275	0,83709	
Δ Expectativas inflacionárias t-11	-0,101015	0,131901	0,44530	
Utilização da capacidade t-5	0,0602719	0,0342225	0,08080	*
Utilização da capacidade t-6	-0,0883819	0,0451025	0,05240	*
Utilização da capacidade t-7	0,0258897	0,0445955	0,56265	
Utilização da capacidade t-8	-0,0144424	0,0461795	0,75503	
Utilização da capacidade t-9	0,0641956	0,0480807	0,18439	
Utilização da capacidade t-10	-0,0493254	0,0353814	0,16591	
Δ Repasse cambial	-1,16588	0,617924	0,06165	*
Δ Repasse cambial t-1	2,58177	0,907615	0,00524	***
Δ Repasse cambial t-2	-1,70361	0,623394	0,00725	***
Δ Inflação t-7	-0,260107	0,0819788	0,00192	***

R^2 ajustado = 0,3297

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tomando por base o método geral específico (CAMPOS; ERICSSON; HENDRY, 2005) estimou-se uma segunda curva de Phillips para o Brasil através da exclusão das variáveis menos significativas, uma por uma³⁸, o resultado é apresentado na tabela 5:

³⁸ As estimações paralelas são apresentadas no Apêndice B.

Tabela 5: Segunda estimação da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	0,644767	1,0456	0,53852	
Δ Expectativas inflacionárias	0,47868	0,131945	0,00041	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,661274	0,125678	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,0683941	0,0313401	0,03084	**
Utilização da capacidade t-6	-0,076176	0,0312326	0,01605	**

R² ajustado = 0,2134

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tomando por base a tabela 5, tem-se que, para o período analisado e considerando as informações utilizadas, a primeira diferença da expectativa inflacionária em t e em $t-1$ e a utilização da capacidade instalada em $t-5$ e $t-6$ são a 5% estatisticamente significantes para explicar o comportamento da primeira diferença da taxa de inflação brasileira. A constante não se mostrou significativa. Entre as variáveis independentes somente a utilização da capacidade instalada em $t-6$ apresentou um coeficiente com sinal em desacordo com a literatura. A equação obtida para o comportamento da primeira diferença da taxa de inflação brasileira para o período de fevereiro de 2003 a dezembro de 2014 é apresentada na equação (15):

$$\Delta\pi_t = 0,6448 + 0,4787 \Delta E_t(\pi_{t+1}) + 0,6613 \Delta E_{t-1}(\pi_t) + 0,0684 UCI_{t-5} - 0,0762 UCI_{t-6} + \eta_t \quad (15)$$

A primeira diferença da expectativa inflacionária em t apresentou um coeficiente de 0,4787, isto é, a variação positiva (negativa) de um ponto percentual na expectativa inflacionária do período $t-1$ para o período t determinará uma variação positiva (negativa) de 0,4787 ponto percentual na taxa de inflação do período $t-1$ para o período t . O coeficiente da primeira diferença da expectativa inflacionária em $t-1$ foi de 0,6613, o que significa dizer que, a variação positiva (negativa) de um ponto percentual na expectativa inflacionária do período $t-2$ para o período $t-1$ ocasiona uma variação positiva (negativa) de 0,6613 ponto percentual na taxa de inflação do período $t-1$ para o período t .

A utilização da capacidade instalada em $t-5$ apresentou um coeficiente de 0,0684, ou seja, o aumento (diminuição) de um ponto percentual na utilização da capacidade no período

$t-5$ gera uma variação positiva (negativa) de 0,0684 ponto percentual na taxa de inflação do período $t-1$ para o período t . Assim como a utilização da capacidade instalada em $t-6$ teve um coeficiente de -0,0762, de modo que a elevação (redução) de um ponto percentual na utilização da capacidade no período $t-6$ provoca uma variação negativa (positiva) de 0,0762 ponto percentual na taxa de inflação do período $t-1$ para o período t . A constante não se mostrou significativa.

O coeficiente de determinação do modelo foi de 0,21, o que nos permite dizer que, dado o período analisado, 21% da variabilidade da taxa de inflação pode ser explicada pela variabilidade das variáveis independentes. Os testes usuais da metodologia MQO foram feitos e são apresentados na tabela 6:

Tabela 6: Testes aplicados à segunda estimação da Curva de Phillips para o Brasil

Teste	Analisa a:	Hipótese Nula	P-valor
RESET de Ramsey	Especificação do modelo	A especificação é adequada	0,03298
White	Presença de heteroscedasticidade	Não há heteroscedasticidade	0,34584
Normalidade dos resíduos	A distribuição do erro	O erro tem distribuição Normal	0,55081
Chow	Falhas estruturais na amostra	Não há falha estrutural	0,51080
LM	Presença de autocorrelação serial	Não há autocorrelação	0,13632

Fonte: Elaborado pelo autor.

De acordo com a tabela 6, ao nível de 1% de significância, não se rejeita a hipótese de que a estimação para a curva de Phillips para o Brasil foi bem especificada, uma vez que o teste de RESET tem como principal utilidade ser o indicador geral de que algo está mal (GUJARATI; PORTER, 2009, p. 481). Em termos gerais, as variáveis explicativas escolhidas apresentam um relacionamento significativo com a variável explicada.

Tampouco se rejeita, ao nível de 5% de significância, a hipótese de que o resíduo da equação apresenta um comportamento homoscedástico, ou seja, a variância do termo de erro é constante por toda amostra. A existência de heteroscedasticidade entre os resíduos torna os testes t e F imprecisos e impossibilita o estabelecimento dos intervalos de confiança dos coeficientes (GUJARATI; PORTER, 2009, p. 374).

Baseando-se na tabela 6 e ao nível de significância 5% de não é possível rejeitar a hipótese de que o erro da estimação segue uma distribuição Normal. A suposição de que os

erros são normalmente distribuídos proporciona o uso dos testes t e F em amostras pequenas. Sem a normalidade dos resíduos, os testes t e F só podem ser feitos a partir de uma distribuição normal assintótica³⁹ (GUJARATI; PORTER, 2009, p. 510).

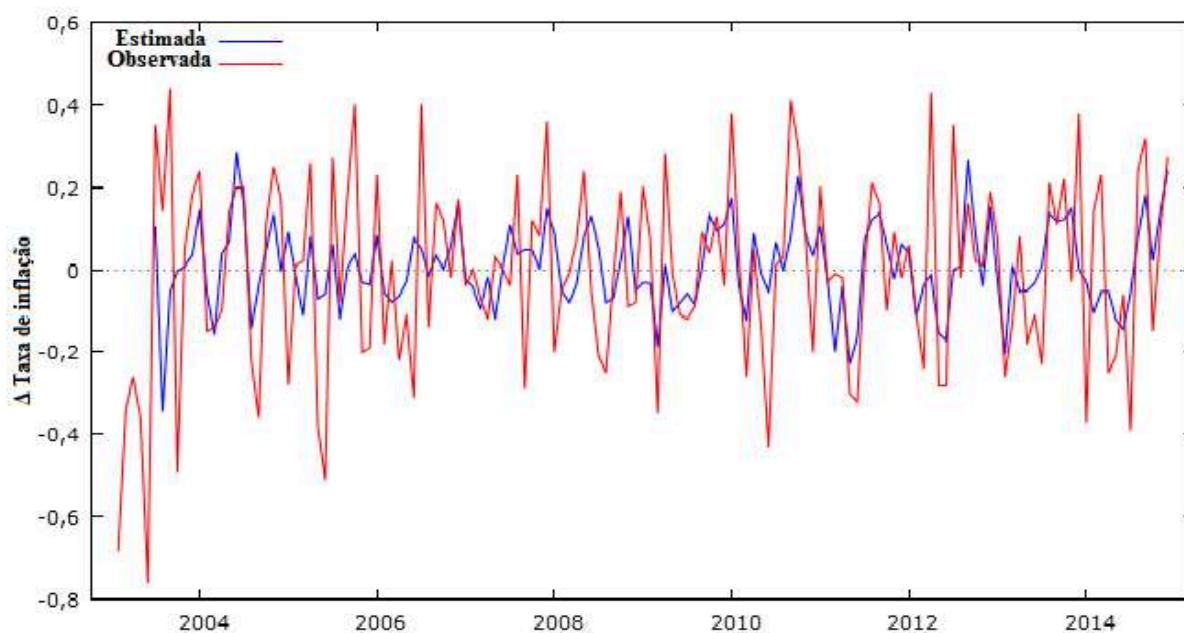
Tomando-se por base os valores expressos na tabela 6, ao nível de significância de 5%, não é rejeitada a hipótese de ausência de falha estrutural no modelo estimado, isto é, os parâmetros da regressão não sofreram modificações significativas no período analisado. Quebras estruturais nos parâmetros são reflexos de mudanças econômicas, políticas, metodológicas ou até culturais e a falta de atenção a essa alteração tende a lançar dúvidas sobre o valor dos parâmetros estimados (GUJARATI; PORTER, 2009, p. 257).

Ao nível de 5% de significância, conforme a tabela 6, não se rejeita a hipótese nula de que os erros não são correlacionados serialmente o que, de forma mais simples, seria dizer que o resíduo atual não é influenciado pelos resíduos anteriores. Na presença de autocorrelação no termo de erro os parâmetros estimados deixam de apresentarem a variância mínima (já não são mais eficientes), há uma superestimação do coeficiente de determinação do modelo (R^2) e, semelhante ao que acontece quando há heteroscedasticidade nos erros, os testes de significância t e F deixam de ter validade (GUJARATI; PORTER, 2009, p. 423-424).

Os testes de diagnóstico do modelo apresentados na tabela 6 mostram que a estimação não feriu os pressupostos da metodologia utilizada (MQO) e, por isso, a equação em questão pode ser usada como uma estimativa da primeira diferença da taxa de inflação brasileira para o período assim como para fazer inferências. Na figura 8 são apresentadas a primeira diferença da taxa de inflação observada e a primeira diferença da taxa de inflação estimada pelo presente estudo:

³⁹ “Uma distribuição Normal assintótica consiste na utilização da Lei dos Grandes Números a fim de atingir a normalidade do termo de erro através da utilização do limite deste tendendo ao infinito e assim tornar válido novamente os testes t e o teste F .” (GUJARATI; PORTER, 2009, p. 510)

Figura 8: Primeira diferença da taxa de inflação mensal observada e estimada



Fonte: Elaborado pelo autor.

A figura 8 evidencia que a variação da inflação observada e a variação da inflação estimada pelo modelo proposto neste trabalho apresentam ora comportamentos semelhantes ora comportamentos diferentes. Outro indicador da relevância da estimação é o R^2 que foi de 0,21, um valor maior que o 0,09 obtido por Summa e Macrini (2011) em modelagem semelhante.

3.3 ANÁLISE

Aplicou-se a primeira diferença na série de dados referentes à taxa de inflação a fim de tornar a série estacionária, este procedimento fez com que o relacionamento entre a taxa de inflação e seus valores defasados, em especial $t-1$, deixasse de ser observado uma vez que a variável utilizada passou a ser a primeira diferença da taxa de inflação. A aplicação da primeira diferença reduziu a importância da constante que, por sua vez, se mostrou não significativa. Os valores defasados da primeira diferença da taxa de inflação não se adequaram ao modelo.

A presença de um relacionamento positivo entre variação da expectativa inflacionária e variação da taxa de inflação já era esperada, uma vez que trabalhos semelhantes referentes à

economia brasileira já haviam constatado, em nível, esta relação ((SACHSIDA; RIBEIRO; SANTOS, 2009) (VELOSO *ET AL.*, 2013) (MACHADO; PORTUGAL, 2014)). Em termos internacionais, Fuhrer e Moore (1995) também utilizaram a expectativa inflacionária para prever a taxa de inflação presente.

Os coeficientes médios para a expectativa inflacionária apresentado por Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) foram de 0,91, 0,92 e 0,73 para o Brasil, para o estado do Rio de Janeiro e para o estado de São Paulo, respectivamente. Veloso *et al.* (2013) chegaram a coeficientes de 0,25, para a relação de curto prazo, e 0,07, para a relação de longo prazo, entre expectativa inflacionária e inflação. Já Machado e Portugal (2014) encontraram coeficientes entre 0,93 e 1,08 para o relacionamento mencionado. Nesta investigação o valor que representa a influência das expectativas inflacionárias sobre a inflação foi de 0,47, para a variação do período $t-1$ para o período t , e de 0,66, para a variação do período $t-2$ para o período $t-1$. Fuhrer e Moore (1995) não apresentaram o coeficiente de influência da expectativa inflacionária na taxa de inflação.

Todavia existe uma diferença metodológica que dificulta a comparação direta entre os coeficientes obtidos pelos autores supracitados e o coeficiente alcançado por este trabalho, a expectativa inflacionária foi utilizada por Sachsida, Ribeiro e Santos (2009), Veloso *et al.* (2013) e Machado e Portugal (2014) em nível, isto é, o coeficiente desta variável explicativa determina quanto a expectativa de inflação de um mês influencia na taxa de inflação do mesmo (ou de outro) mês. Já no presente estudo foi utilizada a primeira diferença da expectativa inflacionária, ou seja, o coeficiente desta variável aponta quanto a variação da expectativa de um mês para o mês seguinte ($t-1$ para t , por exemplo) afeta a variação da taxa de inflação do mês $t-1$ para o mês t .

A respeito da utilização da capacidade instalada como aproximação do nível de atividade da economia brasileira, tem-se que, na investigação em questão, a utilização da capacidade em $t-5$ e a utilização da capacidade em $t-6$ se mostraram estatisticamente significativa na explicação das flutuações da taxa de inflação, assim como em Schwartzman (2006). McElhattan (1978) também chegou a resultados satisfatórios e apresentou uma relação com significância estatística entre utilização da capacidade e taxa de inflação na economia estadunidense. Contudo, Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) e Machado e Portugal (2014) não encontraram significância estatística entre a utilização da capacidade instalada e a taxa de inflação na economia brasileira.

Ainda em termos de dinâmica inflacionária brasileira, Summa e Macrini (2011) e Veloso *et al.* (2013) tampouco encontraram significância estatística entre as outras variáveis de medida da atividade econômica (desemprego e hiato do produto). Em termos internacionais, para os trabalhos de Gerlach, Lydon e Stuart (2015) sobre a economia irlandesa e de Fuhrer e Moore (1995) sobre a estadunidense, o nível de dinamismo econômico mensurado pelo desemprego e pelo PIB se mostraram estatisticamente significante e com os sinais destas variáveis de acordo com a teoria.

Schwartzman (2006) fez uso de seis modelos para estimar a curva de Phillips para o Brasil, o coeficiente médio de influência da utilização da capacidade em t na taxa de inflação dos produtos não comercializáveis foi de 0,99 com um desvio-padrão de 0,219, já neste trabalho chegou-se ao coeficiente de 0,0684 para a utilização da capacidade em $t-5$ e ao coeficiente de -0,0762 para a utilização da capacidade em $t-6$. Em questão de magnitude, a influência da utilização da capacidade na inflação é maior para Schwartzman do que para o presente estudo, isto se deve ao fato de Schwartzman ter usado as variáveis em nível enquanto neste trabalho foi utilizada a primeira diferença da inflação. McElhattan (1978) utilizou a variação da taxa de inflação (primeira diferença) e o coeficiente da utilização da capacidade foi de 0,12, o que sugere que na economia estadunidense a taxa de inflação é mais sensível às flutuações da utilização da capacidade do que na economia brasileira.

É esperado um relacionamento positivo entre a utilização da capacidade e a taxa de inflação, contudo a sexta defasagem da utilização da capacidade apresenta um sinal contrário à teoria, o que pode ser explicado pela presença de multicolinearidade na segunda estimação da curva de Phillips, isto é, um relacionamento entre as variáveis explicativas (utilização da capacidade instalada em $t-5$, utilização da capacidade instalada em $t-6$, primeira diferença da expectativa inflacionária em t e primeira diferença da expectativa inflacionária em $t-1$). Na tentativa de contornar a multicolinearidade retirou-se a sexta defasagem da utilização da capacidade da equação (15), contudo a quinta defasagem se tornou não significativa e, continuando pelo método geral específico (CAMPOS; ERICSSON; HENDRY, 2005), não foi possível a obtenção de uma estimativa que satisfizesse os pressupostos básicos de um modelo MQO, conforme testes apresentados na tabela 6. O mesmo processo foi tentado retirando da equação (15) as outras três variáveis independentes, uma a uma, porém o resultado foi o mesmo descrito acima.

A tabela 7 apresenta os coeficientes de correlação entre as variáveis da segunda estimação da curva de Phillips para o Brasil de modo a testar a presença de forte correlação entre as variáveis explicativas do modelo.

Tabela 7: Matriz de correlação entre as variáveis da segunda estimação da curva de Phillips para o Brasil

Variável	Δ Inflação	Δ Expectativa inflacionária t	Δ Expectativa inflacionária $t-1$	Utilização da capacidade $t-5$	Utilização da capacidade $t-6$
Δ Inflação	1,0000	0,1207	0,3450	-0,0827	-0,0544
Δ Expectativa inflacionária t		1,0000	-0,2002	-0,0066	-0,0189
Δ Expectativa inflacionária $t-1$			1,0000	0,0326	-0,0395
Utilização da capacidade $t-5$				1,0000	0,9161
Utilização da capacidade $t-6$					1,0000

$n = 136$ Valor crítico a 5% = 0,1684

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os coeficientes exibidos na tabela 7 indicam um forte relacionamento entre a utilização da capacidade instalada em $t-5$ e $t-6$, desta forma acredita-se que exista multicolinearidade na segunda estimação da curva de Phillips apresentada na seção anterior deste capítulo.

Apesar do correlograma cruzado exibido na figura 6 apresentar um relacionamento positivo entre as defasagens da utilização da capacidade e a primeira diferença da taxa de inflação, a análise de regressão gera dúvidas quanto a esse relacionamento, uma vez que o modelo que melhor se adéqua aos dados utilizados infere relações opostas entre as defasagens ($t-5$ e $t-6$) da utilização da capacidade e a variação da inflação. Sachsida, Ribeiro e Santos (2009) encontraram valores não significantes para as outras medidas de atividade econômica (desemprego e hiato do PIB) e, quando chegavam a valores significantes, obtinham valores

inconclusivos, isto é, os coeficientes podiam assumir valores negativos ou positivos no intervalo de confiança.

No tocante ao repasse cambial e a taxa de inflação do Brasil, tem-se que não foi possível inferir um relacionamento entre ambas variáveis, bem como Schwartzman (2006). Porém, Summa e Macrini (2011) e Arruda, Ferreira e Castelar (2011) obtiveram êxito na utilização do repasse cambial como variável explicativa da taxa de inflação brasileira. No estudo para o caso da Irlanda (GERLACH; LYDON; STUART, 2015), a inflação importada em t e em $t-1$ se mostraram significantes.

Embora, assim como no caso da utilização da capacidade instalada, o correlograma cruzado mostrado na figura 7 apresente um comportamento das defasagens (t , $t-1$ e $t-2$) da primeira diferença do repasse cambial de acordo com a literatura, as três variáveis independentes referentes ao câmbio não se mostraram estatisticamente significantes na explicação da variação da taxa de inflação.

4 CONCLUSÃO

A motivação do trabalho foi estimar a relação entre taxa de inflação e nível de atividade econômica à luz de uma teoria conhecida e difundida entre os economistas, a curva de Phillips. Fez-se uso da utilização da capacidade instalada como medida da atividade econômica e, consequentemente, de variável explicativa da taxa de inflação. As outras variáveis utilizadas na estimação da Curva de Phillips foram a expectativa inflacionária e o repasse cambial.

Esta investigação utilizou-se de dados mensais da economia brasileira no período de janeiro de 2003 a dezembro de 2014 para a previsão da taxa de inflação para a economia brasileira. O arcabouço teórico empregado foi dividido em três partes, a primeira relacionada à curva de Phillips original, a segunda às curvas de Phillips modificadas e em seus pontos de vista distintos e a terceira às curvas de Phillips para a economia brasileira.

A metodologia utilizada para o modelo econométrico foi a de Mínimos Quadrados Ordinários, MQO. As séries de dados utilizadas se tornaram estacionárias e verificaram-se as defasagens significativas. O modelo final apresentou uma constante, a primeira diferença da expectativa inflacionária em t , a primeira diferença da expectativa inflacionária em $t-1$, a utilização da capacidade instalada em $t-5$ e a utilização da capacidade instalada em $t-6$, todos significantes a 5%. O modelo não feriu os pressupostos de um MQO básico.

No que diz respeito a influência das variáveis explicativas na primeira diferença da taxa de inflação, tanto a primeira diferença da expectativa inflacionária em t quanto em $t-1$ apresentam coeficiente positivo, o que permite afirmar que variações positivas (negativas) nas expectativas inflacionárias do período $t-1$ para o período t e do período $t-2$ para o período $t-1$ produzem variações positivas (negativas) na taxa de inflação do período $t-1$ para o período t , ou seja, confirma-se a relação causal positiva entre expectativa inflacionária e taxa de inflação conforme os estudos de Sachsida, Ribeiro e Santos (2009), Veloso *et al.* (2013) e Machado e Portugal (2014).

O repasse cambial não apresentou um relacionamento significativo com a taxa de inflação da economia brasileira para o período analisado. Esse resultado já havia sido ressaltado por Schwartzman (2006).

A análise da utilização da capacidade instalada como medida do dinamismo econômico a fim de explicar a taxa de inflação brasileira apresentou resultados estatisticamente significantes, entretanto os resultados geram dúvida quanto ao relacionamento entre estas variáveis. Duas defasagens da utilização da capacidade instalada se mostraram significantes, mas com sinais opostos, sendo assim esta medida de atividade econômica não deve ser considerada apropriada para a explicação da taxa de inflação brasileira no período examinado.

A partir dos resultados obtidos neste estudo, corroborando Sachsida, Ribeiro e Santos (2009), conclui-se que a curva de Phillips, com a utilização da capacidade instalada e com a configuração empregada (variáveis e periodicidade dos dados), não se mostrou satisfatória na explicação da dinâmica inflacionária brasileira. Chegou-se a esta conclusão após a medida de atividade da Curva de Phillips não apresentar sentido econômico plausível, mesmo apresentando significância estatística. Acredita-se que a conclusão do estudo está relacionada à presença de multicolinearidade na regressão executada e que, apesar de não invalidar, interfere na interpretação dos resultados. Sugere-se que sejam feitas novas estimações com base em amostras maiores de modo a reduzir o efeito da multicolinearidade nos resultados.

REFERÊNCIAS

- ALVES, Sergio Afonso Lago; CORREA, Arnildo da Silva. Um Conto de Três Hiatos: Desemprego, Utilização da Capacidade Instalada da Indústria e Produto. **Trabalhos Para Discussão: Banco Central do Brasil**. Brasília, p. 1-42. dez. 2013. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/port/TD339.pdf>>. Acesso em: 06 nov. 2015.
- AMADEO, Edward J.; CAMARGO, José Márcio. Uma análise estruturalista da inflação e da estabilização. **Revista de Economia Política**, [S.l.], v. 12, n. 4, p.51-72, dez. 1992. Trimestral. Disponível em: <<http://www.rep.org.br/PDF/48-6.PDF>>. Acesso em: 11 nov. 2015.
- ARRUDA, Elano Ferreira; FERREIRA, Roberto Tatiwa; CASTELAR, Ivan. Modelos lineares e não lineares da curva de Phillips para previsão da taxa de Inflação no Brasil. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 25, n. 3, p.237-252, set. 2011. Trimestral. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?script=sci_arttext&pid=S0034-71402011000300001&lng=en&nrm=iso>. Acesso em: 01 nov. 2015.
- CAMPOS, Julia; ERICSSON, Neil R.; HENDRY, David F.. General-to-specific Modelling: An overview and Selected Bibliography. **Board Of Governors Of The Federal Reserve System: International Finance Discussion Papers**. [S.l.], p. 1-92. aug. 2005. Disponível em: <<http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/2005/838/ifdp838.pdf>>. Acesso em: 12 nov. 2015.
- ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 1st ed.[S.l.]: John Willey & Sons, Inc., 1995. 433 p.
- FEIJÓ, Carmem Aparecida. A MEDIDA DE UTILIZAÇÃO DE CAPACIDADE: CONCEITOS E METODOLOGIAS. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 10, n. 3, p.611-629, dez. 2006. Quadrimestral. Disponível em: <http://www.scielo.br/scielo.php?pid=S1415-98482006000300006&script=sci_arttext>. Acesso em: 16 nov. 2015.
- FUHRER, Jeff; MOORE, George. Inflation Persistence. **The Quarterly Journal Of Economics**, Oxford, v. 110, n. 1, p.127-159, feb. 1995. Quarterly. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2118513>>. Acesso em: 02 out. 2015.
- GERLACH, Stefan; LYDON, Reamonn; STUART, Rebecca. Unemployment and inflation in Ireland: 1926–2012. **Cliometrica**, [S.l.], v. 9, n. 3, p.1-20, 3 sep. 2015. Quarterly. Springer Science + Business Media. DOI: 10.1007/s11698-015-0134-1.
- GREGORIO, José de. **Macroeconomía: Teoría y política**. Santiago, Chile: Person-education, 2007. 769 p. Disponível em: <<http://www.degregorio.cl/pdf/Macroeconomia.pdf>>. Acesso em: 30 out. 2015.
- GUJARATI, Damodar N.; PORTER, Dawn C.. **Econometria**. 5. ed. [S.l.]: Mcgraw-hill/irwin, Inc., 2009. Tradução de : Pilar Carril Villarreal.
- LEEuw, Frank de. The Concept of Capacity. **Journal Of The American Statistical Association**. [S.l.], p. 826-840. dec. 1962. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/2281813>>. Acesso em: 11 set. 2015.

MACHADO, Vicente da Gama; PORTUGAL, Marcelo Savino. Phillips curve in Brazil: an unobserved components approach. **Working Paper Series: Banco Central do Brasil**. Brasília, p. 1-28. may 2014. Disponível em: <<http://www.bcb.gov.br/pec/wps/ingl/wps354.pdf>>. Acesso em: 02 nov. 2015.

MCELHATTAN, Rose. Estimating a stable-inflation capacity-utilization. **Economic Review: Federal Reserve Bank of San Francisco**. San Francisco, p. 20-30. sep. 1978. Disponível em: <http://www.frbsf.org/economic-research/files/78-4_20-30.pdf>. Acesso em: 18 nov. 2014.

MINELLA, André; SOUZA-SOBRINHO, Nelson F.. Canais monetários no Brasil sob a ótica de um modelo semiestrutural. In: DEZ anos de metas para a Inflação: 1999-2009. Brasília: Banco Central do Brasil, 2011. p. 35-93. Disponível em: <https://www.bcb.gov.br/Pec/Metas/10_anos_metas_inflacao_completo.pdf>. Acesso em: 21 out. 2015.

MINSKY, Hyman P.. **Stabilizing an unstable economy**. 1st ed. [S.l.]: McGraw-hill/irwin, Inc., 1986.

MISHKIN, Frederic S.. **The economics of money, banking, and financial markets**. 7th ed. New York: Pearson Addison Wesley, 2004. 679 p.

NELSON, Edward. Ireland and Switzerland:: The jagged edges of the Great Inflation. **European Economic Review**, [S.l.], v. 52, n. 4, p.700-732, may 2008. Disponível em: <http://ac.els-cdn.com/S0014292107000451/1-s2.0-S0014292107000451-main.pdf?_tid=201e6efe-6deb-11e5-b998-00000aacb35d&acdnt=1444329419_f2358b74b5007f1e57f65ac24ce1ae06>. Acesso em: 08 out. 2015.

PASTORE, Affonso Celso. As lâminas da tesoura e a indústria. **O Estado de Sao Paulo**. [S.l.], jul. 2012. Economia, p. 1-3. Disponível em: <<http://economia.estadao.com.br/noticias/geral,as-laminas-da-tesoura-e-a-industria-imp-,897474>>. Acesso em: 11 nov. 2015.

PHELPS, Edmund S.. Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment over Time. **Economica: New series**, [S.l.], v. 34, n. 135, p.254-281, aug. 1967. Disponível em: <<http://www.columbia.edu/~esp2/PhilipsCurvesExpectationsofInflationandOptimalUnemploymentOverTime.pdf>>. Acesso em: 30 out. 2015.

PHELPS, Edmund S.. Disinflation without recession: Adaptive guideposts and monetary policy. **Weltwirtschaftliches Archiv**, [S.l.], v. 114, n. 4, p.783-809, dec. 1978. Springer Science + Business Media. DOI: 10.1007/bf02696380.

PHILLIPS, A. W.. The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957. **Economica**, [S.l.], v. 25, n. 100, p.283-299, nov. 1958. JSTOR. DOI: 10.2307/2550759.

RODRIK, Dani. The Real Exchange Rate and Economic Growth. **Brookings Papers On Economic Activity**, [S.l.], v. 39, n. 2, p.365-439, dec. 2008. Quarterly. Disponível em: <http://www.brookings.edu/~media/Files/Programs/ES/BPEA/2008_fall_bpea_papers/2008b_bpea_rodrik.pdf>. Acesso em: 11 nov. 2015.

STIGLITZ, Joseph E.; WALSH, Carl E.. **Principles of Microeconomics**. 4th. ed. [S.l.]: W. W. Norton & Company, 2006. 425 p.

SACHSIDA, Adolfo; RIBEIRO, Marcio; SANTOS, Claudio Hamilton dos. A curva de Phillips e a experiência brasileira. **Texto Para Discussão: IPEA**, Brasília, n. 1429, p.1-25, out. 2009. Disponível em: <http://ipea.gov.br/portal/index.php?option=com_content&id=4740>. Acesso em: 09 out. 2015.

SAMUELSON, Paul A.; SOLOW, Robert M.. Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy. **The American Economic Review**, [S.l.], v. 50, n. 2, p.177-194, may 1960. Disponível em: <<http://www.jstor.org/stable/1815021>>. Acesso em: 30 out. 2015.

SCHWARTZMAN, Felipe Farah. Estimativa de Curva de Phillips para o Brasil com preços desagregados. **Economia Aplicada**, [s.l.], v. 1, n. 10, p.137-155, jan. 2006. Trimestral. SICSÚ, João. Políticas Não-Monetárias de Controle da Inflação: uma proposta pós-keynesiana. **Revista Análise Econômica**, [S.l.], v. 21, n. 39, p.115-136, jun. 2003. Disponível em: <http://www.ie.ufrj.br/moeda/pdfs/politicas_ao_monetarias_de_controle_da_inflacao.pdf>. Acesso em: 15 nov. 2015.

STOCK, James H.; WATSON, Mark W.. **Forecasting Inflation**. Cambridge: National Bureau Of Economic Research, 1999. 31 p. (Working Paper 7023). Disponível em: <<http://www.nber.org/papers/w7023>>. Acesso em: 08 set. 2015.

SUMMA, Ricardo; MACRINI, José Leonardo. Estimando a curva de Phillips brasileira no período do sistema de metas de inflação por redes neurais. In: XIV ENCONTRO DE ECONOMIA DA REGIÃO SUL, ASSOCIAÇÃO NACIONAL DOS CENTROS DE PÓS-GRADUAÇÃO EM ECONOMIA, 14., 2011, Florianópolis. **Anais**. Florianópolis: Anpecsul, 2011. p. 1 - 20. Disponível em: <http://www.excedente.org/wp-content/uploads/2014/11/3_29119107889.pdf>. Acesso em: 10 nov. 2015.

VELOSO, Gilberto de Oliveira *et al.* A curva de Phillips: Uma análise da economia brasileira de 2002 a 2012. **Revista Economia & Tecnologia**, [S.l.], v. 9, n. 2, p.09-23, abr. 2013. Trimestral. Disponível em: <[http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/revista/Volume 9 n 2/05 VELOSO - A curva de Philips - uma analise economia de 2002 a 2012.pdf](http://www.economiaetecnologia.ufpr.br/revista/Volume%209%2005%20VELOSO-A%20curva%20de%20Phillips-uma%20analise%20economia%20de%202002%20a%202012.pdf)>. Acesso em: 09 nov. 2015.

APÊNDICE A – TESTES DE RAIZ UNITÁRIA (ADF E KPSS)

A hipótese nula (H_0) do teste de raiz unitária ADF é de que a série analisada tem raiz unitária, ou seja, esta série não é estacionária. A tabela 1A e a tabela 2A apresentam os resultados do teste ADF para raízes unitárias das séries em nível e em primeira diferença, respectivamente. A primeira diferença das séries originais é denotada pelo símbolo ‘ Δ ’ antes do nome da variável. Para que a série seja considerada estacionária a estatística do teste ADF deve ser menor que os valores críticos apresentados nas tabelas, de modo que a H_0 seja rejeitada.

Tabela 1A: Resultados do teste ADF para raízes unitárias das séries em nível – 2003 a 2014

Variável	t crítico a 5%	t crítico a 1%	t ADF	p-valor
Inflação	-3,4445	-4,0303	-2,6497	0,2580
Expectativa inflacionária	-3,4445	-4,0303	-1,9192	0,6443
Utilização da capacidade	-3,4445	-4,0303	-3,2229	0,07987
Repassé cambial	-3,4445	-4,0303	-0,3355	0,9926

Fonte: Elaborado pelo autor.

Com base na tabela 1A, não se rejeita, nem a 5% e nem a 1%, a hipótese de que as quatro séries são não estacionárias em nível.

Tabela 2A: Resultados do teste ADF para raízes unitárias da primeira diferença das séries – 2003 a 2014

Variável	t crítico a 5%	t crítico a 1%	t ADF	p-valor
Δ Inflação	-3,4447	-4,0309	-5,5541	<0,0001
Δ Expectativa inflacionária	-3,4447	-4,0309	-4,6242	0,0009

Variável	t crítico a 5%	t crítico a 1%	t ADF	p-valor
Δ Utilização da capacidade	-3,4447	-4,0309	-4,2485	0,0037
Δ Repasse cambial	-3,4447	-4,0309	-5,3555	<0,0001

Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir da tabela 2A, não se rejeita, nem a 5% nem a 1%, a hipótese de que as quatro séries são estacionárias em primeira diferença.

A H_0 do teste de raiz unitária KPSS é de que a série analisada não tem raiz unitária, isto é, esta série é estacionária. A tabela 3A e a tabela 4A apresentam os resultados do teste KPSS para raízes unitárias das séries em nível e da primeira diferença da série, respectivamente. A primeira diferença das séries originais é apontada pelo símbolo 'Δ' antes do nome da variável. Para que a série seja considerada estacionária a estatística do teste KPSS deve ser menor que os valores críticos apresentados nas tabelas, de forma que H_0 não seja rejeitada.

Tabela 3A: Resultados do teste KPSS para raízes unitárias das séries em nível – 2003 a 2014

Variável	t crítico a 5%	t crítico a 1%	t KPSS
Inflação	0,148	0,216	0,181298
Expectativa inflacionária	0,148	0,216	0,251072
Utilização da capacidade	0,148	0,216	0,117837
Repassse cambial	0,148	0,216	0,281564

Fonte: Elaborado pelo autor.

A partir da análise da tabela 3A, não se rejeita a hipótese, a 5%, de que a utilização da capacidade é estacionária em nível, assim como não se rejeita, a 1%, a hipótese de que a taxa de inflação é estacionária em nível.

Tabela 4A: Resultados do teste KPSS para raízes unitárias da primeira diferença das séries – 2003 a 2014

Variável	t crítico a 5%	t crítico a 1%	t KPSS
Δ Inflação	0,148	0,216	0,1040080
Δ Expectativa inflacionária	0,148	0,216	0,0854676
Δ Utilização da capacidade	0,148	0,216	0,0334604
Δ Repasse cambial	0,148	0,216	0,0393189

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tomando por base a tabela 4A, não se rejeita, nem a 5% nem a 1%, a hipótese de que as quatro séries são estacionárias em primeira diferença.

APÊNDICE B

Tabela 1B: Estimções paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	-0,454697	1,11874	0,68516	
Δ Expectativas inflacionárias	0,599024	0,139447	0,00004	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,748811	0,132143	<0,00001	***
Δ Expectativas inflacionárias t-11	-0,101583	0,114728	0,37772	
Utilização da capacidade t-5	0,0722714	0,0303854	0,01899	**
Utilização da capacidade t-6	-0,107567	0,0401042	0,00836	***
Utilização da capacidade t-7	0,0392048	0,0395402	0,32346	
Utilização da capacidade t-8	-0,0418275	0,0411292	0,31124	
Utilização da capacidade t-9	0,0952702	0,042739	0,02770	**
Utilização da capacidade t-10	-0,0518573	0,0313506	0,10076	
Δ Repasse cambial	-1,36001	0,546966	0,01430	**
Δ Repasse cambial t-1	2,38706	0,801811	0,00353	***
Δ Repasse cambial t-2	-1,43559	0,553783	0,01074	**
Δ Inflação t-7	-0,201497	0,0732916	0,00691	***

R² ajustado = 0,3354

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 2B: Estimções paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	-0,24438	1,07013	0,81975	
Δ Expectativas inflacionárias	0,61343	0,136362	0,00002	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,744082	0,130612	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,0676874	0,0297189	0,02451	**
Utilização da capacidade t-6	-0,105337	0,039574	0,00883	***
Utilização da capacidade t-7	0,0376411	0,0390262	0,33672	
Utilização da capacidade t-8	-0,0358216	0,0402938	0,37576	
Utilização da capacidade t-9	0,0933592	0,0421554	0,02866	**
Utilização da capacidade t-10	-0,0545847	0,0308834	0,07968	*
Δ Repasse cambial	-1,37893	0,540718	0,01201	**
Δ Repasse cambial t-1	2,36241	0,791662	0,00344	***
Δ Repasse cambial t-2	-1,3765	0,544528	0,01276	**
Δ Inflação t-7	-0,207083	0,0715684	0,00452	***

R^2 ajustado = 0,3408

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 3B: Estimacões paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	-0,204055	1,06825	0,84883	
Δ Expectativas inflacionárias	0,625438	0,135575	<0,00001	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,73045	0,129598	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,0603528	0,0285262	0,03640	**
Utilização da capacidade t-6	-0,097316	0,0384987	0,01276	**
Utilização da capacidade t-7	0,0200747	0,0336253	0,55161	
Utilização da capacidade t-9	0,0731861	0,0354964	0,04135	**
Utilização da capacidade t-10	-0,053845	0,0308457	0,08339	*
Δ Repasse cambial	-1,35307	0,539471	0,01345	**
Δ Repasse cambial t-1	2,30317	0,788174	0,00414	***
Δ Repasse cambial t-2	-1,33802	0,542338	0,01501	**
Δ Inflação t-7	-0,193664	0,0698985	0,00647	***

R^2 ajustado = 0,3420

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 4B: Estimções paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	-0,226746	1,06478	0,83172	
Δ Expectativas inflacionárias	0,62733	0,135182	<0,00001	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,730875	0,129256	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,0625241	0,0282193	0,02856	**
Utilização da capacidade t-6	-0,0858863	0,0333134	0,01111	**
Utilização da capacidade t-9	0,0746867	0,0353145	0,03646	**
Utilização da capacidade t-10	-0,0485938	0,0294876	0,10192	
Δ Repasse cambial	-1,33135	0,536832	0,01449	**
Δ Repasse cambial t-1	2,28975	0,78579	0,00424	***
Δ Repasse cambial t-2	-1,33588	0,540906	0,01489	**
Δ Inflação t-7	-0,192071	0,0696646	0,00672	***

R^2 ajustado = 0,3454

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 5B: Estimacões paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	-0,95641	1,09616	0,38460	
Δ Expectativas inflacionárias	0,575747	0,138389	0,00006	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,754384	0,135995	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,0769109	0,0294833	0,01020	**
Utilização da capacidade t-6	-0,0921298	0,0348961	0,00934	***
Utilização da capacidade t-9	0,0268037	0,0197857	0,17796	
Δ Repasse cambial	-0,988228	0,558536	0,07928	*
Δ Repasse cambial t-1	1,51609	0,802123	0,06106	*
Δ Repasse cambial t-2	-0,749928	0,546331	0,17232	
Δ Inflação t-7	-0,148147	0,07237	0,04275	**

R^2 ajustado = 0,2971

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 6B: Estimacões paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	-0,313302	1,04615	0,76506	
Δ Expectativas inflacionárias	0,524106	0,139627	0,00026	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,684313	0,135881	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,0695495	0,0297706	0,02105	**
Utilização da capacidade t-6	-0,065783	0,02978	0,02897	**
Δ Repasse cambial	-0,88365	0,567922	0,12221	
Δ Repasse cambial t-1	1,59176	0,816335	0,05339	*
Δ Repasse cambial t-2	-1,00004	0,539167	0,06595	*
Δ Inflação t-7	-0,190515	0,0706096	0,00792	***

R^2 ajustado = 0,2874

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 7B: Estimacões paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	-0,085626	1,0416	0,93461	
Δ Expectativas inflacionárias	0,486597	0,138291	0,00060	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,672794	0,13643	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,0698083	0,0299349	0,02126	**
Utilização da capacidade t-6	-0,0687999	0,0298812	0,02292	**
Δ Repasse cambial t-1	0,557496	0,476492	0,24418	
Δ Repasse cambial t-2	-0,559831	0,461514	0,22735	
Δ Inflação t-7	-0,179646	0,0706522	0,01219	**

R^2 ajustado = 0,2795

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 8B: Estimacões paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	-0,129628	1,04241	0,90123	
Δ Expectativas inflacionárias	0,490484	0,138449	0,00055	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,695106	0,135284	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,069479	0,0299763	0,02203	**
Utilização da capacidade t-6	-0,067933	0,0299147	0,02481	**
Δ Repasse cambial t-2	-0,14364	0,294459	0,62651	
Δ Inflação t-7	-0,178013	0,0707393	0,01308	**

R^2 ajustado = 0,2775

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Tabela 9B: Estimacões paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	-0,011918	1,01112	0,99061	
Δ Expectativas inflacionárias	0,49016	0,138041	0,00054	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,694978	0,134887	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,0687525	0,0298514	0,02286	**
Utilização da capacidade t-6	-0,068629	0,029793	0,02284	**
Δ Inflação t-7	-0,177594	0,0705265	0,01301	**

R^2 ajustado = 0,2817

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.

Os coeficientes da tabela 9B eram estatisticamente significantes, porém apresentavam heteroscedasticidade no resíduo da estimacão, por isso foi retirado da estimacão a primeira diferença da taxa de inflação em $t-7$ e chegou-se ao seguinte resultado:

Tabela 10B: Estimacões paralelas do Método geral-específico da Curva de Phillips para o Brasil (2003-2014)

Variável	Coefficiente	Erro Padrão	P-Valor	Significância
Constante	0,644767	1,0456	0,53852	
Δ Expectativas inflacionárias	0,47868	0,131945	0,00041	***
Δ Expectativas inflacionárias t-1	0,661274	0,125678	<0,00001	***
Utilização da capacidade t-5	0,0683941	0,0313401	0,03084	**
Utilização da capacidade t-6	-0,076177	0,0312326	0,01605	**

R^2 ajustado = 0,2134

*(10%); **(5%); ***(1%)

Fonte: Elaborado pelo autor.